Universidad de Alicante

Aplicación de los modelos de Feltham-Ohlson para la predicción de beneficios y la valoración de acciones

Raúl Íñiguez Sánchez

Tesis de Doctorado

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Directora: Dra. Dª. Begoña Giner Inchausti

2003

Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

Facultad de Ciencias
Económicas y Empresariales

TESIS DOCTORAL

APLICACIÓN DE LOS MODELOS DE FELTHAM-OHLSON PARA LA PREDICCIÓN DE BENEFICIOS Y LA VALORACIÓN DE ACCIONES

Presentada por: D. RAÚL IÑIGUEZ SÁNCHEZ
Dirigida por: Dra. Dª BEGOÑA GINER INCHAUSTI

Alicante, Marzo de 2003

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN 1

CAPÍTULO 1 Fundamentos Teóricos 13

1.1. El concepto de eficiencia del mercado 13
1.2. El modelo de descuento de dividendos 15
1.3. El modelo del resultado residual 16
1.4. El modelo de Ohlson [1995] 22
1.4.1. Modelo lineal de la información (LIM) 23
1.4.2. Función de valoración 27
1.4.3. Otras propiedades del modelo 30
1.5. El modelo de Feltham y Ohlson [1995] 34
1.5.1. Modelo lineal de la información 35
1.5.2. Función de valoración 38
1.5.3. Impacto de una contabilidad conservadora en la estructura de la función de valoración 40
1.6. Extensiones de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 41

CAPÍTULO 2 Aplicaciones Empíricas Realizadas por la Investigación Previa 47

2.1. Contribuciones de los trabajos de Feltham-Ohlson 47
2.2. Aplicaciones empíricas de los modelos de Feltham-Ohlson 51
2.2.1. Aplicaciones empíricas de Ohlson [1995] 54
2.2.1.1. Vínculo predictivo: Contrastación de la estructura del LIM ..55
2.2.1.2. Vínculo valorativo: Cálculo de valores intrínsecos y explicación de los precios de mercado 69
2.2.2. Aplicaciones empíricas de Feltham y Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1996] 80
2.2.2.1. Vínculo predictivo: Contrastación de la estructura del LIM ..80
2.2.2.2. Vínculo valorativo: Cálculo de valores intrínsecos y explicación de los precios de mercado 88
2.2.2.3. Consideraciones adicionales sobre el parámetro de conservadurismo 98
2.3. Aplicaciones empíricas de modelos lineales en la línea de los de Feltham-Ohlson 104
2.4. Otros estudios basados en las conclusiones de los modelos Feltham-Ohlson o en el alguno de sus supuestos básicos 125
2.4.1. Estudios basados en las conclusiones Ohlson [1995] 126
2.4.2. Estudios basados en el supuesto del RIV 128

CAPÍTULO 3 Planteamiento de Modelos Basados en Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 137

3.1. Modelos basados en Ohlson [1995] 138

3.1.1. Modelos que ignoran la variable "otra información" 139

3.1.2. Modelos que incorporan la variable "otra información" 143

3.2. Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] 157

3.2.1. Modelo que ignora las variables que hacen referencia a la "otra información" 159

3.2.2. Modelos que consideran las variables que hacen referencia a la "otra información" 161

CAPÍTULO 4 Diseño de la Investigación y Metodología 171

4.1. Metodología 173

4.1.1. Consideraciones metodológicas previas 173

4.1.1.1. Sección cruzada o serie temporal 173

4.1.1.2. El efecto escala 174

4.1.1.3. Contabilidad del excedente sucio (Dirty Surplus) 185

4.1.2. Formulación de hipótesis 188

4.1.3. Vínculo predictivo: contrastación empírica de la estructura del LIM de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 191

4.1.3.1. LIM de Ohlson [1995] 193

4.1.3.2. LIM de Feltham y Ohlson [1995] 199

4.1.3.3. Predicción de los resultados anormales mediante los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 207

4.1.4. Vínculo valorativo: Explicación de los precios de mercado 217

4.1.4.1. Diferencias entre los valores intrínsecos y los precios de mercado 217

4.1.4.2. Comparación de los coeficientes estimados en una regresión con los implícitos por los parámetros de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 220

4.1.5. Vínculo valorativo: Predicción de la rentabilidad de mercado futura 224

4.1.5.1. Contrastes de sección cruzada: rentabilidades acumuladas. 225

4.1.5.2. Contrastes de serie temporal: carteras de calendario 229

4.1.6. Análisis de sensibilidad al deflactor 231

4.2. Variables utilizadas en el estudio empírico 233

4.2.1. El resultado anormal: el coste de capital 233

4.2.1.1. Tipo efectivo del impuesto de sociedades 237

4.2.1.2. Activo libre de riesgo 238

4.2.1.3. Riesgo sistemático 238

4.2.1.4. Exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo 238
4.2.2. Variables procedentes de los estados financieros..... 241
4.2.2.1. Valor contable o Patrimonio de la empresa 241
4.2.2.2. Resultado del ejercicio 245
4.2.2.3. Tipo impositivo efectivo del Impuesto sobre Sociedades....245
4.2.3. Variables procedentes de los mercados financieros 246
4.2.3.1. Activo libre de riesgo 246
4.2.3.2. Series de precios y rentabilidades 246
4.2.3.3. Número de acciones del capital social de la empresa 247
4.2.4. Variables procedentes de los analistas financieros..... 250
4.2.4.1. Predicción del resultado contable a un año 250
4.3. Selección de la muestra 250
4.3.1. Número total de empresas incluidas en el estudio 250
4.3.2. Número total de observaciones de las principales variables . 252
4.3.2.1. Observaciones totales del resultado anormal 252
4.3.2.2. Eliminación de observaciones....253
4.3.2.3. Observaciones del resto de variables 255
4.4. Análisis descriptivo de la muestra 256
4.4.1. Tipo impositivo efectivo 256
4.4.2. Riesgo sistemático y coste de capital 258
4.4.3. Resultado anormal 260
4.4.4. Otras variables utilizadas en el estudio 263
CAPÍTULO 5 Resultados del Estudio Empírico..... 269
5.1. Resultados del vínculo predictivo: contrastación empírica del LIM de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] 269
5.1.1. Resultados del contraste del LIM de Ohlson [1995]..... 270
5.1.2. Resultados del contraste del LIM de Feltham y Ohlson [1995]276
5.1.3. Errores de las predicciones del resultado anormal basadas en los modelos de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] 286
5.2. Resultados del vínculo valorativo..... 299
5.2.1. Explicación de los precios de mercado 299
5.2.1.1. Diferencias entre los valores intrínsecos y los precios de mercado 299
5.2.1.2. Comparación de los coeficientes estimados en una regresión con los implícitos por los parámetros de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]....308
5.2.2. Predicción de la rentabilidad de mercado futura 313
5.2.2.1. Resultados de los contrastes de sección cruzada....314
5.2.2.2. Resultados de los contrastes de serie temporal 324
5.3. Resultados del análisis de sensibilidad al deflactor..... 326

CAPÍTULO 6 Una alternativa a la aplicación empírica de los modelos Feltham-Ohlson 331

6.1. Análisis contextual en función del signo de la rentabilidad anormal de la empresa 335

6.2. Resultados del análisis contextual: Estimaciones en función del signo de la rentabilidad anormal de la empresa 339

6.2.1.1. Vínculo predictivo: Contraste de la estructura del LIM..... 339

6.2.1.2. Vínculo predictivo: Errores de predicción de los resultados anormales..... 343

6.2.1.3. Vínculo valorativo: Explicación de los precios de mercado 346

6.2.1.4. Vínculo valorativo: Predicción de las rentabilidades de mercado futuras 357

6.3. Acerca de la sensibilidad de los errores de valoración del modelo de Feltham y Ohlson [1995] al valor estimado del parámetro de conservadurismo 364

CONCLUSIONES.....371

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....379

APÉNDICES i

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 2.1 Clasificación y principales características de la literatura previa 53

Tabla 2.2 Modelos de la información utilizados por Ota [2002] 65

Tabla 2.3 Resultados de las estimaciones de los coeficientes del LIM del modelo de Ohlson [1995] 68

Tabla 2.4 Habilidad predictiva para la predicción del resultado anormal y para la explicación del precio de mercado de distintas especificaciones del modelo de Ohlson [1995] 70

Tabla 2.5 Comparación de los coeficientes de valoración obtenidos en la regresión $P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t^{t+1}$ **, con los implícitos por los parámetros del LIM** $V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right) bv_t + \alpha_2 v_t$ **..... 72**

Tabla 2.6 Resultados del vínculo valorativo del estudio de Ota [2002] .. 77

Tabla 2.7 Resultados de las estimaciones de los coeficientes del LIM del modelo de Feltham y Ohlson [1995] 88

Tabla 2.8 Valores medianos del ratio V/P 90

Tabla 2.9 Clasificación y principales características de la literatura previa que han modificado los modelos de Feltham-Ohlson 105

Tabla 2.10 Resultados de los estudios que utilizan un LIM distinto a los de los modelos Feltham-Ohlson 125

Tabla 4.1. Metodología de los trabajos previos que han analizado la estructura del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson 174

Tabla 4.2. Errores de valoración según distintas tasas de crecimiento y de costes de capital empleadas. 203

Tabla 4.3. Predicción del resultado anormal a un año basada en cada unos de los modelos considerados en la presente tesis. 211

Tabla 4.4. Funciones de expectativas del resultado anormal a τ años de los diferentes modelos 214

Tabla 4.5: Media histórica del exceso de rentabilidad de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo 239

Tabla 4.6. Muestra de empresas que forman parte del estudio 254

Tabla 4.7. Distribución de la muestra por sectores 255

Tabla 4.8 Muestra de observaciones/año de las principales variables .. 256

Tabla 4.9. Tipo impositivo efectivo de las empresas de la muestra .258

Tabla 4.10. Riesgo sistemático de las empresas de la muestra.....259

Tabla 4.11. Coste de capital después de impuestos 260

Tabla 4.12: Activo libre de riesgo en el periodo 1991-1999.....260

Tabla 4.13. Descripción de los Resultados Anormales en el período 1991-1999 261

Tabla 4.14. Distribución por años del resultado anormal.....262

Tabla 4.15. Cálculo del crecimiento esperado en los dividendos del próximo periodo 265

Tabla 4.16. Estadística descriptiva de las predicciones a un año del resultado, de los dividendos y del patrimonio contable.....267

Tabla 4.17. Estadística descriptiva del valor de mercado y del valor contable 268

Tabla 5.1 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995].....271

Tabla 5.2. Estadística descriptiva de la "otra información" del modelo de Ohlson [1995] 273

Tabla 5.3 - Resultados de la estimación de la segunda ecuación del LIM de Ohlson [1995].....274

Tabla 5.4 - Resultados de la estimación multiretardo de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995].....276

Tabla 5.5 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995].....277

Tabla 5.6. Estadística descriptiva de la "otra información" relevante para la predicción de los resultados anormales en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] 279

Tabla 5.7 - Resultados de la estimación de la tercera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995].....280

Tabla 5.8. Estimación de los parámetros de la segunda ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995].....282

Tabla 5.9. Estadística descriptiva de la "otra información" relevante para la predicción del patrimonio contable futuro en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] 283

Tabla 5.10 - Resultados de la estimación de la cuarta ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995] 284

Tabla 5.11. Sesgos de las predicciones del resultado anormal a un año 288

Tabla 5.12. Exactitud de las predicciones del resultado anormal a un año 290

Tabla 5.13. Panel A: Exactitud de las predicciones del resultado anormal a largo plazo 292

Gráfico 5.1. Reversión a la media de los resultados anormales extremos 297

Gráfico 5.2. Reversión a la media de los resultados anormales extremos 298

Tabla 5.14. Valores promedio del ratio V/P 300

Tabla 5.15. Capacidad explicativa de los valores intrínsecos 302

Tabla 5.16. Sesgos en los errores de valoración de los modelos considerados 303

Tabla 5.17. Exactitud de las valoraciones de los modelos considerados 305

Tabla 5.18. Diferencias entre los modelos 306

Tabla 5.19. Coeficientes de valoración implícitos en cada uno de los LIMs de los modelos considerados 309

Tabla 5.20. Coeficientes obtenidos en una regresión de mercado .. 310

Tabla 5.21. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995] 315

Tabla 5.22. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] 317

Tabla 5.23. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995] 320

Tabla 5.24. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]322

Tabla 5.25. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal 325

Tabla 5.26. Errores de predicción según se considere o no los interceptos estimados en el LIM 329

Tabla 6.1 - Resultados de la estimación del LIM de Ohlson [1995] en función del signo del resultado anormal 340

Tabla 6.2 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995].....341

Tabla 6.3 - Resultados de la estimación del resto de ecuaciones del LIM de Feltham y Ohlson [1995].....342

Tabla 6.4. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (Error medio Absoluto de Predicción-MAPE- de 1 a 6 años).....344

Tabla 6.5. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (MAPE- de 1 a 6 años) en función del signo del resultado anormal345

Tabla 6.6. Valores promedio del ratio V/P 347

Tabla 6.7. Sesgo y exactitud de las valoraciones de los modelos considerados según el signo del resultado anormal 350

Tabla 6.8. Coeficientes de valoración implícitos en cada uno de los LIMs de los modelos considerados 352

Tabla 6.9. Coeficientes obtenidos en una regresión de mercado 354

Tabla 6.10. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual 359

Tabla 6.11. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual 360

Tabla 6.12. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal 363

Tabla 6.13. Tamaño y rentabilidad anormal de los títulos pertenecientes a cada cartera.....364

Tabla 6.14: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo 366

Tabla 6.15: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo (ω_{11}=0,75; γ_1=0,25; γ_2=0,75) 367

Tabla 6.16: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo (ω_{11}=0,50; γ_1=0,50; γ_2=0,50) 369

INTRODUCCIÓN

La valoración de acciones mediante la utilización de toda la información disponible sobre las empresas, principalmente de tipo contable, ha emergido como un tema central en la investigación contable realizada durante la última década, centrando la atención tanto de los investigadores y las revistas académicas más prestigiosas a escala mundial, como de multitud de inversores y analistas financieros. Siguiendo a Kothari [2001], lejos de ser una línea de investigación agotada, aún queda mucho por hacer y su perspectiva de futuro es excelente, pues la gran volatilidad que existe actualmente en los precios de las acciones y los grandes descensos en las cotizaciones de las empresas de alta tecnología tras la llamada *burbuja tecnológica*, han puesto de manifiesto la necesidad de avanzar en los métodos utilizados para la determinación del valor intrínseco de las acciones, es decir, aquel valor objetivo al que debería tender el precio de las acciones de las empresas, dada toda la información disponible.

Esta tarea de valoración intrínseca está estrechamente relacionada con el concepto de análisis fundamental. Siguiendo a Bauman [1996] el análisis fundamental implica fijar el valor de las acciones de una empresa sin tener en cuenta el precio al que cotizan las mismas en el mercado de capitales. Esto conlleva conocer las actividades de la empresa y proyectarlas a través de los estados financieros actuales, así como tener en cuenta cualquier otra información disponible relacionada con la misma y con su entorno económico. De esta forma, la principal tarea para realizar la valoración fundamental se basa en el análisis de los estados financieros divulgados por la empresa, así como de cualquier otra información procedente de los agentes que realizan su seguimiento, como es el caso de los analistas financieros.

La utilidad inmediata de la valoración fundamental hace referencia a la detección de títulos infravalorados o sobrevalorados. Si los precios de mercado difieren temporalmente de su valor intrínseco, pero revierten de manera más o menos lenta hacia él, podremos realizar estrategias de inversión que nos permitan obtener rentabilidades anormales.

Así pues, en este trabajo nos planteamos examinar si las variables contables fundamentales, patrimonio contable y resultado, pueden ser utilizadas para predecir los resultados anormales futuros. Estas predicciones, tal y como

señalan los modelos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], nos permiten estimar el valor intrínseco de las acciones de la empresa. Antes de indicar con más precisión los objetivos que pretendemos alcanzar en la presente tesis creemos conveniente exponer la evolución de este tipo de investigación.

Desde nuestro punto de vista, no podemos comprender el estado actual de la investigación en análisis fundamental, y más concretamente en el cálculo de valores intrínsecos de activos a partir de toda la información públicamente disponible, si no tenemos en cuenta la evolución que ha seguido la investigación sobre esta materia durante las últimas décadas. Tal y como apunta Walker [1997], la gran parte de los primeros intentos por proporcionar un soporte teórico a la valoración estaban motivados por la idea de que el beneficio contable debía interpretarse como un subrogado objetivo del concepto no observable de beneficio económico establecido por Fisher [1906] y Hicks [1946], concepto que, como más adelante veremos, será uno de los pilares básicos de la investigación fundamental actual. Como señalan Giner, Reverte y Arce [2003, p. 1116], en este contexto el objetivo principal de los investigadores en contabilidad de esos años era medir el resultado *verdadero* de la empresa.

Este enfoque desapareció prácticamente a finales de la década de los 60, siendo el trabajo de Solomons [1961] uno de los que precedió este declive. La contabilidad pretendía visualizar de forma objetiva algo que carecía de representación objetiva, el resultado *verdadero*, por lo que probablemente éste fue uno de los motivos que hizo fracasar el planteamiento. A su vez, otra de las causas del abandono de la visión fundamental podemos encontrarla en el avance en el campo de las finanzas de la hipótesis de eficiencia del mercado y el modelo de valoración de activos CAPM (*Capital Assets Pricing Model*). Desde un punto de vista teórico, estos desarrollos eran capaces de explicar los precios de mercado sin establecer ninguna relación con el análisis fundamental, materia que se hizo innecesaria. Esto se debía a que el precio era la única variable capaz de inferir el valor de las acciones, por lo que el análisis de los determinantes del valor carecía de interés para los investigadores. Por ello, tal y como explica Giner [2001, p.22] "*a finales de los sesenta surgió una nueva orientación de la investigación contable, el llamado paradigma utilitarista, que supuso una auténtica revolución en el pensamiento contable, frente a la posición normativa*

propia de la mayor parte de la investigación anterior, adoptó una orientación metodológica totalmente distinta, de carácter positivo o empírico".

La nueva vertiente utilitarista consideraba a la contabilidad como un sistema de información, por lo que se centró en la construcción de técnicas que permitiesen determinar la utilidad de la información contable para los usuarios de la misma. Dentro de las corrientes utilitaristas, la que más desarrollo adquirió fue la que se centraba en los mercados de capitales. Emergió con el trabajo seminal de Ball y Brown [1968], que inició toda una generación de investigación empírica que trató de modelizar los efectos de la información financiera en los mercados de capitales durante la década de los 70 y los 80. Como señalan Giner, Reverte y Arce [2003], este tipo de investigación adoptó en sus inicios una perspectiva informativa, que permitió validar el funcionamiento eficiente del mercado frente a la posición clásica que defendía un funcionamiento mecanicista del mismo. Otra de las orientaciones iniciales fue la de demostrar la utilidad de la información contable, puesto que la gran diversidad de criterios contables creó un clima de desprecio hacia la misma, dudando incluso de su utilidad.

Dentro de esta perspectiva informativa de la contabilidad podemos distinguir dos corrientes. En primer lugar, los estudios de contenido informativo, que fueron evolucionando principalmente a lo largo de los años 70 y 80, y que trataban de analizar la respuesta del mercado bursátil a la publicación de la información contable. Bajo esta visión, muy influenciada por el desarrollo de la teoría de eficiencia del mercado de capitales, se supone que los precios de mercados son eficientes, por lo que pueden utilizarse como referencia para determinar el contenido informativo de la información contable. En este sentido, los dividendos son los portadores de valor, admitiéndose que los datos contables pueden proporcionar información sobre los mismos. Así, se considera que los datos contables son considerados por los inversores en la valoración de las acciones en la medida en que su divulgación provoca cambios en el precio de las acciones, en la variabilidad de dicho precio, o en el volumen de su negociación. Posteriormente, en los años 80, la perspectiva informativa evolucionó hacia los llamados estudios de asociación o relevancia para el valor, en los que se analizan qué aspectos tienen en cuenta los inversores a la hora de fijar los precios de mercado, si bien la selección de variables y su relación con los precios se realizaban sin una base teórica subyacente. Como afirma Giner

[2001, p. 25], "*esta corriente de investigación analiza el papel de la información contable como resumen de aspectos que han afectado a la empresa y deben, por lo tanto, haber afectado a los precios de mercado*".

Ohlson [1990, p. 673] analiza las limitaciones teóricas del enfoque informativo, asegurando que la práctica totalidad de los modelos utilizados no incorporan los dos elementos claves de un modelo de valoración teóricamente válido: ni el precio de las acciones se determina a través del valor actual de sus dividendos, ni se satisface la consistencia intertemporal que excluye las oportunidades de arbitraje. Es más, en gran parte de los modelos utilizados se sustituyen los dividendos por beneficios o flujos de caja, no estando justificada la relación entre beneficios y dividendos y/o siendo especialmente difícil que los inversores sean capaces de observar los flujos de caja realizados. Por ello sostiene que la valoración se había llevado a cabo durante décadas sin un fundamento teórico que fuera apoyado por las investigaciones.

Ya a partir de finales de la década de los 80, y debido principalmente a la aparición de una serie de artículos (véanse, por ejemplo, Lev [1989] y Bernard [1989]), empieza a producirse un interés creciente en la investigación en análisis fundamental. En estos trabajos se subraya la necesidad de realizar un cambio en la investigación contable basada en el mercado de capitales hacia aspectos de valoración y medición, cobrando especial importancia la construcción de modelos de valoración de acciones que fueran más allá de los estudios de correlación existentes en aquellos años. Siguiendo a autores como Lev [1989], el principal motivo del cambio vendría dado por la falta de resultados concluyentes sobre el papel de la información financiera para el mercado mediante la metodología empleada, puesto que el resultado contable apenas lograba explicar más de un 5% de la rentabilidad bursátil.

Merece la pena destacar los trabajos pioneros de Ou y Penman [1989], para los cuales el beneficio no sólo era una señal para el mercado, sino también un atributo relevante del valor; y Lev y Thiagarajan [1993], que demuestran la relevancia de las variables fundamentales para determinar el valor. De estos dos trabajos también debemos destacar el descubrimiento de posibles anomalías en el funcionamiento del mercado, ya que revenlan que es posible obtener rentabilidades anormales a través de la información disponible. Esto revitalizó en gran medida el interés por la investigación del papel de la información

contable para la determinación del valor. Así, empezó a resurgir la necesidad de investigar nuevos modelos formales que trataran de obtener el valor intrínseco de las acciones sin la necesitad de tener en cuenta su precio de mercado, que dejó de ser el punto de mira principal.

Fue en los años 90 cuando la investigación empezó realmente a moverse hacia nuevas direcciones, dando lugar a una perspectiva de medición o valoración, que supone la vuelta al análisis fundamental, teniendo en cuenta, no obstante, los conocimientos adquiridos durante la época informativa. Podemos destacar tres aspectos. En primer lugar, se produce un movimiento hacia modelos de valoración bien fundamentados teóricamente que evitan supuestos *ad-hoc* en cuanto a la relación entre beneficios futuros y dividendos o flujos de caja futuros. En segundo lugar, el centro de la investigación cambia desde la explicación del precio observado hacia la predicción del valor y de la rentabilidad futura. En tercer lugar, el bajo poder estadístico asociado con estudios de grandes muestras de corte transversal da paso a enfoques más contextuales, en el que la relación entre las variables fundamentales y los precios varían en función de las características de la empresa y de su entorno.

El avance más importante en el impulso de la visión fundamental vino del lado del desarrollo teórico formal de la relación entre la información públicamente disponible, tanto contable como distinta a la contable, y el valor de la empresa. Esta fundamentación teórica la han proporcionado, principalmente, la publicación de una serie de trabajos por parte de Ohlson [1990, 1995, 1999, 2000a, 2001] y Feltham y Ohlson [1995,1996] (a partir de ahora nos referiremos a los trabajos y modelos de estos autores como Feltham-Ohlson).

Tomando como punto de partida los trabajos de Preinreich [1938] y Edwards y Bell [1961], entre otros, Feltham-Ohlson han desarrollado un modelo que directamente proyecta la información disponible hacia el valor de las acciones de una empresa. Esta es una de las principales aportaciones de estos autores, puesto que a través de la modelización del comportamiento esperado en el futuro de la información disponible en el momento presente, sus modelos son capaces de estimar directamente el valor de las acciones de la empresa. Esta modelización, que supone una determinada evolución futura de las variables determinantes del valor de las acciones, recibe el nombre de

modelo lineal de la información (*linear information dynamics* o *dynamic linear information model*, en adelante LIM).

¿Y cuáles son estas variables portadoras de valor? La esencia de los modelos de Feltham-Ohlson nos indica que las dos variables contables básicas, el resultado y el patrimonio contable, son los principales atributos indicadores del valor de la empresa. Además, debido a ciertas características del sistema contable, como el conservadurismo, y a los estrictos criterios de reconocimiento hoy en día imperantes, los modelos permiten incluir cualquier otra información disponible sobre la empresa y que es relevante para la predicción de los resultados y del patrimonio contable de la empresa, pero que aún no han sido captados por el sistema contable. Por ello, el problema se traslada ahora hacia la predicción de las variables fundamentales, lo que supone el auge del análisis fundamental, y en gran parte una vuelta a la investigación clásica de los años sesenta. Precisamente la inclusión de esta "otra información" supone otra de las grandes aportaciones de Feltham-Ohlson.

En definitiva, la investigación actual en análisis fundamental representa una ruptura respecto el paradigma informativo que ha dominado la investigación contable basada en el mercado de capitales durante más de dos décadas, pues este paso a una perspectiva de valoración o medición, tal y como afirma Giner [2001, p. 25], supone que "*el objetivo principal sea emplear la información contable para predecir el valor y, en su caso, operar en el mercado, lo que conlleva la suposición de que existe cierta ineficiencia en el mercado, o al menos, que existen explicaciones alternativas para la falta de ajuste inmediato de los precios a la nueva información*".

El entusiasmo que ha levantado la publicación de estas investigaciones ha sido grande, siendo innumerables las afirmaciones a favor de los modelos propuestos. Valga como ejemplo la de Bernard [1995, p. 733], que indica que los estudios de Feltham-Ohlson "*suponen el desarrollo más importante en muchos años en la investigación centrada en los mercados de capitales*". No obstante, debemos tener en cuenta que el modelo no proporciona un sistema teórico completamente desarrollado para el análisis fundamental, dado que los trabajos de Feltham-Ohlson no identifican, aparte del resultado y patrimonio contable, qué variables específicas son las portadoras del valor de la empresa, y por tanto, son de utilidad para la determinación del valor de sus acciones. Así, el

descubrimiento de los atributos de valor en la empresa es una tarea que debe realizar el propio investigador.

Aunque esta circunstancia podría interpretarse como una limitación de los modelos de Feltham-Ohlson, en nuestra opinión es todo lo contrario. Es decir, gracias a la incorporación de la variable genérica "otra información", los modelos permiten tener en cuenta toda la información disponible sobre la empresa. Así se evita la especificación de una lista de variables concretas a utilizar para valorar las acciones de una empresa, que nos llevaría a un modelo excesivamente rígido cuya aplicación no captaría la diversidad existente entre las empresas, fundamentalmente en cuanto a la actividad que realizan, tamaño, contexto económico etc. Así, trabajos como el de Amir y Lev [1996] encuentran evidencia en las empresas de telefonía de la gran relevancia de variables no contables como el ratio de penetración o la población total del área en el que presta sus servicios la empresa, variables que seguramente en otro tipo de empresa serán irrelevantes.

En definitiva, los trabajos de Feltham-Ohlson proporcionan la génesis de los argumentos a favor del análisis fundamental, y han hecho revivir el interés en modelos que intentan explicar el valor de la empresa directamente en lugar de correlacionar las rentabilidades de mercados con medidas como las sorpresas de beneficios. Como afirma Penman [1992, p. 471], la tarea de la investigación es descubrir, a través del análisis de los estados financieros, qué información proyecta los beneficios futuros. Por tanto, la tarea clave del análisis fundamental reside en determinar cómo las variables contables y no contables se relacionan con estos resultados futuros.

Una vez realizado este breve repaso a la evolución de la investigación basada en los mercados de capitales, pasamos a describir los objetivos perseguidos con la realización de esta tesis, así como los principales aspectos que nos han llevado a elegir este tema de investigación.

Objetivos y motivación

El objetivo fundamental que se persigue en la presente tesis es contrastar la validez de los modelos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] (modelos Feltham-Ohlson), analizando los aspectos teóricos

desarrollados en los mismos y sus implicaciones empíricas a la hora de su aplicación práctica. Así, se trata de estudiar en qué medida las variables contables básicas, resultado y patrimonio contable, son capaces de predecir los resultados anormales futuros, explicar los precios observados en el mercado y predecir la rentabilidad futura del mercado.

Para lograr este objetivo general, se plantean diversas hipótesis de trabajo que se refieren a cuatro aspectos fundamentales directamente relacionados con los modelos de Feltham-Ohlson:

1. Contraste de la estructura del modelo lineal de la información (LIM)

   Se trata de incorporar y analizar el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson de una manera consistente con los mismos. Este planteamiento es un notable avance con respecto a gran parte de los estudios centrados en el mercado de capitales, que aunque se basan en las conclusiones del modelo de Ohlson [1995], normalmente ignoran la existencia del LIM, la verdadera aportación de los últimos estudios de estos autores. Por otro lado, se persigue analizar el efecto del conservadurismo contable a través del modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que la literatura previa que ha tratado de tener en consideración todos los aspectos de este modelo es escasísima.

2. Relevancia de la variable "otra información"

   En la presente tesis se va a contrastar la importancia de tener en cuenta las variables que hacen referencia a la "otra información", analizando su utilidad tanto para predecir los resultados anormales y patrimonios contables futuros como para valorar las empresas. La "otra información" que es relevante para la predicción del resultado anormal ha sido normalmente ignorada en la literatura empírica previa. En la presente tesis la incorporaremos a través de las predicciones de beneficios de los analistas financieros, puesto que en principio cabe suponer éstos deben tener en cuenta cualquier tipo de información sobre la empresa. Por otra parte, no tenemos constancia de que la "otra información" que es útil para predecir el patrimonio contable futuro haya sido considerada en algún estudio empírico. En esta tesis la incorporaremos a través de las predicciones de beneficios de los analistas, las predicciones de dividendos realizadas través de un

crecimiento constante de los mismos y el cumplimiento de la relación del excedente limpio.

3. Análisis de la relación entre variables contables y valor de la empresa

Pretendemos evaluar si los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de los trabajos de Feltham-Ohlson explican los precios observados en el mercado mejor que otros modelos más sencillos tradicionalmente utilizados en la literatura previa, como el modelo del recorrido aleatorio, el modelo del patrimonio contable y modelos que capitalizan beneficios o predicciones. En este sentido, se persigue solventar las principales limitaciones encontradas en la literatura previa en cuanto a la incorporación del LIM y de la variable "otra información".

4. Eficiencia del mercado

Una vez calculados los valores intrínsecos de las empresas mediante los modelos Feltham-Ohlson, se pretende analizar si los precios de mercado no reflejan este valor de manera inmediata, sino que de forma más o menos lenta tienden hacia este valor objetivo. Si esto fuera así, se podrían predecir las rentabilidades de mercado futuras aprovechando la valoración errónea que de forma temporal existe en el mercado. Esto supone contrastar de forma directa la eficiencia del mercado en su forma semifuerte.

Aunque ya hemos hecho referencia a algunos aspectos que nos han llevado a elegir este tema de investigación, para una mayor claridad creemos conveniente enumerarlos a continuación.

- La investigación en análisis fundamental es un tema crucial de la investigación actual, sobre todo ante la necesidad de predecir las variables fundamentales y de encontrar un estimador insesgado del valor de las acciones de la empresa. Los modelos de Feltham-Ohlson han sido ampliamente aceptados en la comunidad académica, pero su comportamiento en el mercado de capital no ha sido investigado teniendo en cuenta todas sus implicaciones. Por ello, en lugar de utilizar modelos de valoración de manera *ad-hoc*, creemos interesante contrastar empíricamente la utilización de modelos con fundamentos teóricos sólidos.

- La inexistencia de estudios publicados que hayan contrastado empíricamente la validez de los modelos de Feltham-Ohlson en el mercado de capitales español. La realización del estudio en nuestro país hace posible analizar la utilidad de la información contable y extracontable para predecir el resultado anormal y explicar los precios de mercado.

- Los modelos de Feltham-Ohlson dejan la puerta abierta a la existencia de "otra información" relevante, pero no identifican la misma. La búsqueda de un buen subrogado de esta "información" supone un reto para el investigador.

- Otro de los factores que nos llevaron a elegir este tema fue la propia esencia del análisis fundamental: la búsqueda de estrategias de inversión a partir de la información disponible que permitan detectar títulos infravalorados o sobrevalorados, de manera que sea posible batir al mercado. La utilización de los modelos de Feltham-Ohlson para estimar valores intrínsecos permite la realización de este tipo de estrategias.

Estructura del trabajo

Esta tesis se presenta en seis capítulos, precedidos por esta introducción y seguidos por las principales conclusiones que pueden extraerse del estudio empírico.

El primer capítulo proporciona los fundamentos teóricos para la realización del estudio. En ellos explicaremos los principales conceptos utilizados en la tesis y que han sido ampliamente desarrollados en la literatura previa. En nuestra opinión se hace necesario describir detalladamente los modelos de Feltham-Ohlson, así como todos los supuestos en los que se basan, puesto que estos modelos son la base sobre la que se realiza el estudio empírico de la tesis.

En el segundo capítulo llevamos a cabo un análisis pormenorizado de la literatura previa que ha utilizado empíricamente los modelos de Feltham-Ohlson, tanto para la predicción de resultados como para la valoración de acciones, describiendo su evolución en el corto periodo (ocho años) que ha transcurrido desde su publicación. En este sentido, debemos indicar que no nos

limitamos a realizar una descripción de estos estudios sino que hacemos un análisis crítico, destacando sus principales aportaciones y limitaciones.

En el tercer capítulo realizamos un detallad desarrollo de los diversos modelos propuestos en la tesis, todos ellos basados en Feltham-Ohlson. En este sentido, calculamos analíticamente la función de expectativas de los resultados anormales futuros y la función de valoración implícita en cada una de las propuestas. El rango de modelos utilizados en el estudio empírico abarca desde los más sencillos, que suponen una relevancia y comportamiento restrictivo de las variables portadoras de valor, hasta los más completos, que tienen en cuenta absolutamente todas las variables relevantes y no limitan el comportamiento futuro de las mismas.

En el cuarto capítulo, una vez detallados los modelos concretos a utilizar, establecemos los fundamentos de la investigación empírica. Para ello, se describe la metodología a emplear para la consecución de los objetivos anteriormente enumerados, así como las hipótesis concretas que contrastamos. A su vez, enumeramos las distintas fases que se acometen para la ejecución del estudio, el proceso de selección de la muestra, y las variables empleadas. Para finalizar este capítulo, realizamos una detallada descripción de la muestra utilizada.

En el capítulo quinto presentamos los resultados del estudio empírico llevado a cabo para las empresas del mercado continuo español mediante la utilización de información públicamente disponible durante la década de los 90. A continuación nos centramos en interpretar la evidencia obtenida y proceder a su discusión.

En el capítulo sexto proponemos una aplicación contextual de los modelos Feltham-Ohlson, de manera que la predicción y valoración se realizan de forma diferente según sea el signo del resultado anormal de la empresa. Esta propuesta se fundamenta en la evidencia obtenida en el capítulo quinto y en los estudios de Hayn [1995] y Collins, Pincus y Xie [1999], que muestran la diferente percepción por parte de los inversores de unos resultados positivos y negativos.

Por último, se presentan las principales conclusiones de esta tesis, así como sus limitaciones y posibles extensiones futuras.

Antes de finalizar esta introducción debemos indicar que este trabajo se ha concluido en el marco del proyecto de investigación titulado "*La convergencia contable como factor de competitividad empresarial y de desarrollo de los mercados bursátiles*" (SEC 2002-0468-C02-02). Proyecto financiado por la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología, de cuyo equipo investigador formamos parte. Se trata de un proyecto en activo, que contribuirá, sin duda, a que los resultados de la presente tesis tengan la debida proyección exterior.

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

CAPÍTULO 1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Antes de abordar el análisis detallado de los modelos objeto de esta tesis, los modelos Feltham-Ohlson, en primer lugar es necesario referirse a las definiciones de conceptos básicos que van a ser utilizados, como los de valor intrínseco y eficiencia del mercado. Posteriormente estudiamos los dos pilares básicos de los modelos de Feltham-Ohlson, esto es, el modelo del descuento de dividendos y el modelo del resultado anormal. Finalmente ya podremos analizar detalladamente cada una de las versiones de los modelos de valoración propuestos por estos autores, destacando los supuestos teóricos en los que se basan, el significado económico de los mismos, las principales características y elementos diferenciadores, así como las principales contribuciones que suponen para la investigación contable. Sólo una vez abordados todos estos aspectos teóricos estamos en condiciones de clasificar la literatura previa y de proponer una aplicación empírica para la predicción de resultados y valoración de acciones, tareas que se acometerán en el capítulo segundo y tercero de la tesis, respectivamente.

1.1. El concepto de eficiencia del mercado

Como ya hemos indicado en la introducción, el análisis fundamental se centra en la valoración y en la predicción, con objeto de intentar identificar acciones mal valoradas en el mercado. Siguiendo a Kothari [2001], se pretende utilizar la información de los estados financieros pasados y actuales, en conjunción con los datos sectoriales y macroeconómicos, para llegar al valor intrínseco de una empresa.

El término valor intrínseco puede definirse como aquel valor objetivo e independiente que aparece como consecuencia de descontar toda la corriente de flujos de caja atribuidos a la acción. Siguiendo a Penman [2001, p. 5], "*valor intrínseco es el valor de una inversión que está justificada por la información sobre sus pagos*". Precisamente la diferencia entre el precio actual y el valor intrínseco sería un indicador de las ganancias esperadas por la inversión en la acción, pero también de la ineficiencia del mercado, puesto que los precios no recogerían toda la información disponible. Así, la investigación en análisis fundamental ha sido extremadamente popular en los últimos años, en parte

debido a la evidencia proporcionada por la literatura financiera en contra de la hipótesis de eficiencia del mercado.

Se hace pues necesario definir minuciosamente qué se entiende en la literatura por eficiencia del mercado. Fama [1970] define un mercado eficiente como aquél en el que los precios de las acciones reflejan completamente toda la información disponible, de manera que el efecto de la llegada de información nueva sobre el valor intrínseco se refleja de manera instantánea en los precios reales. Así pues, la hipótesis de eficiencia sostiene que el mercado recibe diversa información, siendo los usuarios capaces de interpretarla inmediatamente y sin sesgos, por lo que en cualquier momento los precios reflejan el valor de los títulos.

En cuanto a la información a disposición del mercado suele distinguirse entre información pública y privada, lo que da lugar a tres tipos de eficiencia, débil, fuerte y semifuerte. La eficiencia del mercado en su forma *débil* afirma que los precios reflejan completamente la información contenida en los precios históricos. En su forma *semifuerte*, la hipótesis de eficiencia del mercado afirma que los precios reflejan completamente toda la información públicamente disponible. Por último, en su forma *fuerte* se considera que los precios reflejan toda la información, incluida la información privada, confidencial o privilegiada. Por ello, realmente lo que se cuestiona a través del análisis fundamental es la eficiencia semifuerte, mientras que el análisis técnico, a través de la evolución histórica de los movimientos de los precios, pone en evidencia la noción de eficiencia débil.

En un mercado eficiente las ganancias por la utilización del análisis fundamental disminuyen, es decir, si el precio de mercado es el mejor estimador posible del valor de la acción ya que incorpora correctamente toda la información disponible, ¿para qué dirigir nuestros esfuerzos a la estimación del valor? En este contexto la utilidad del análisis fundamental simplemente haría referencia a intentar comprender los determinantes de este valor.

Por el contrario, dado que actualmente existe la creencia entre los investigadores de que el precio converge hacia su valor intrínseco de una manera mucho más lenta de lo que se creía en décadas anteriores (véase Frankel y Lee [1998, p. 315]), entonces la tarea del análisis fundamental será de gran

provecho, puesto que en este caso podremos implementar estrategias de inversión que produzcan rentabilidades anormales. Precisamente aquí es donde adquieren importancia los modelos de valoración, que tratarán de obtener el valor intrínseco de una acción a partir de la información públicamente disponible. Si el mercado no es eficiente temporalmente en su forma semifuerte, pero el precio de mercado de manera más o menos lenta tiende hacia dicho valor intrínseco, entonces podremos sacar provecho de un modelo de valoración que capte adecuadamente los atributos de valor de las acciones. Este será uno de los objetivos perseguidos en la presente tesis. Para ello utilizamos los modelos de Feltham-Ohlson, que se basan en una serie de supuestos iniciales que vemos a continuación.

BIBLIOTECA VIRTUAL

1.2. El modelo de descuento de dividendos

Mediante los modelos de valoración de Feltham-Ohlson el valor de las acciones de una empresa se calcula a través del descuento de los flujos de las variables relevantes en un horizonte temporal infinito. Por ello, los orígenes más básicos de sus modelos, y primer supuesto de los mismos, se remontan al conocido modelo de descuento de dividendos, que constituye una referencia clave de los modelos neoclásicos de valoración de títulos.

Este modelo, generalmente atribuido a Williams [1938], tiene su fundamento en el hecho de que bajo expectativas homogéneas y una estructura de tipos de interés fija y no estocástica, un inversor que compra una acción obtiene la siguiente rentabilidad esperada:

$$E_t\left[\frac{V_{t+1}+d_{t+1}}{V_t}\right]=1+r$$

donde:

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

d_t : dividendos netos de contribuciones al capital en el momento t

r : tipo de interés o tasa de descuento

$E_t[.]$: operador del valor esperado condicionado a la información disponible en el momento t

Sustituyendo de forma recursiva las expresiones de $V_{t+\tau}$, para valores de τ =1, 2, 3...,∞ se obtiene la expresión del modelo de descuento de dividendos, que nos indica que el valor de mercado de una empresa debe representar el valor actualizado de la corriente de dividendos futuros esperados basados en la información disponible en el momento t:

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

Para obtener esta expresión el único supuesto necesario es el de no crecimiento infinito, de manera que se cumpla la siguiente condición de regularidad:

$$\frac{V_{t+\tau}}{\left(1+r\right)^{\tau}} \longrightarrow 0 \quad cuando \quad \tau \to \infty$$

Debemos destacar que, tal y como se puede observar en la definición de las variables, el modelo permite valores de d_t negativos. Esto sólo sucederá si las contribuciones al capital son superiores a los dividendos recibidos. Así, en el contexto de los modelos de Feltham-Ohlson, siempre que se emplee el término "dividendo", debe ser entendido en un sentido amplio, es decir, se está haciendo referencia a los dividendos recibidos netos de aportaciones al capital.

En definitiva, este conocido modelo de descuento de dividendos, en el que el valor de las acciones de una empresa es igual al valor actual de la corriente esperada de dividendos, constituye el primer supuesto de los modelos de Feltham-Ohlson, y por tanto, su punto de partida.

1.3. El modelo del resultado residual

Si bien en el marco de las finanzas el modelo de descuento de dividendos constituye el punto de partida para la valoración de títulos, en la investigación contable el modelo de valoración de las acciones basado en el resultado residual ha sido uno de los modelos más utilizados en la literatura de los últimos años, puesto que permite calcular el valor de una empresa mediante la utilización de variables contables. Esto ha supuesto un gran impulso a la literatura contable reciente, ya que subraya la importancia de la información contable.

Aunque ha sido Ohlson [1995] el que ha sugerido su utilización para la valoración de las empresas, los orígenes del mismo se remontan, como mínimo, a los trabajos pioneros de Preinreich [1938], Edwards y Bell [1961, cap. 2] y más recientemente Peasnell [1982]. De hecho, al modelo del resultado residual también se le conoce como modelo EBO (Edwards-Bell-Ohlson).

Ahora bien, partiendo de la expresión (1), es decir, del modelo de descuento de dividendos, para poder relacionar el valor de una empresa con los datos contables debe especificarse un vínculo entre los dividendos y la información contable. Hasta hace poco los investigadores han supuesto determinadas tendencias en cuanto a la relación entre dividendos y beneficios, ya sea un ratio de pago de dividendos proporcional a los beneficios, o una relación monótona entre beneficios y dividendos[1]. Estos supuestos, en la mayoría de los casos, están bastante lejos de la realidad.

Sin embargo, podemos representar el valor de una empresa en función de los datos contables actuales y esperados en el futuro, independientemente de la política de pago de dividendos y de la calidad del sistema contable. Para ello, el único supuesto que necesitamos considerar es que los datos contables y los dividendos satisfacen la relación del excedente limpio o relación *clean surplus*:

$$bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t \tag{2}$$

donde:

bv_t : valor contable o patrimonio contable en el momento t

x_t : resultado contable del periodo (t-1, t)

d_t : dividendos netos de contribuciones al capital en el momento t

Esta relación supone el segundo supuesto de los modelos de Feltham-Ohlson, y está indicando que "*todos los cambios en los activos y pasivos que no están relacionados con los dividendos deben pasar por la cuenta de resultados*" (Ohlson [1995], p. 661). De esta forma, todas las pérdidas y ganancias que

[1] Así, Fama y Miller [1972] desarrollan la relación precios-beneficios suponiendo que los beneficios son iguales a los flujos de caja netos operativos; Beaver, Lambert y Morse [1980] y Collins y Kothari [1989] suponen que los dividendos son proporcionales a los beneficios; Kormendi y Lipe [1987] suponen que el valor actual de los cambios en los flujos de caja esperados es aproximadamente igual al valor actual del cambio en los beneficios esperados; y Pope y Walker [1999] consideran que el beneficio permanente es igual a los dividendos.

afectan a los fondos propios de la empresa, también están incluidos en el resultado de la empresa, por lo que el patrimonio contable variará de un periodo a otro exclusivamente en la parte del resultado empresarial no distribuido como dividendo.

La ventaja más importante de la relación del excedente limpio se refiere a la posibilidad de establecer el modelo de valoración en función de los datos contables, evitando la necesidad de especificar una política de dividendos de la empresa. Para ello, primero se define el resultado anormal del período como la diferencia entre el resultado contable del periodo y una carga basada en la rentabilidad normal de los fondos empleados para la obtención del mismo:

$$x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1} \tag{3}$$

donde:
x_t^a : resultado anormal o resultado residual del periodo (t-1, t)
x_t : resultado contable del periodo (t-1, t)
r : tipo de interés o tasa de descuento
bv_{t-1} : valor contable o patrimonio contable en el momento t-1

De modo que se obtendrán resultados anormales positivos siempre que el resultado obtenido sea mayor que el coste de los recursos invertidos, mientras que se tendrán resultados anormales negativos en el caso contrario.

Combinando la expresión (2) con esta definición de resultado anormal, podemos representar los dividendos mediante la siguiente igualdad:

$$d_t = x_t^a - bv_t + (1+r)bv_{t-1}$$

Sustituyendo esta última igualdad en el modelo de descuento de dividendos (1) y simplificando, se llega a la siguiente expresión, conocida como el modelo de valoración del resultado anormal o residual (*Residual Income Valuation Model*, RIV en adelante):

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

Si bien hay que apuntar que para obtener esta expresión, el patrimonio contable debe crecer a una tasa inferior a uno más el tipo de descuento, (1+r). Es decir, es necesario el supuesto de no crecimiento infinito, debiendo cumplirse la siguiente condición de regularidad:

$$\frac{E_t\left[bv_{t+\tau}\right]}{\left(1+r\right)^{\tau}} \longrightarrow 0 \qquad cuando \quad \tau \to \infty$$

Según la expresión (4), el valor de la empresa es igual al patrimonio contable más el valor actualizado de las expectativas de resultados anormales futuros que la empresa espera generar. Así, el análisis del valor puede centrarse en la predicción de los resultados anormales en lugar de los dividendos, siendo la diferencia entre el valor de mercado y el contable de la empresa igual al valor actualizado de los resultados anormales anticipados por los inversores.

Esta última característica marca la mayor utilidad del modelo del resultado anormal frente al de descuento de dividendos. Esto es así porque en el RIV la mayor parte del valor de las acciones está contenido en el patrimonio contable, representando el valor actualizado de la corriente de resultados anormales una cantidad menor que el valor actualizado de la corriente de dividendos. Es decir, si la principal diferencia entre el modelo de descuento de dividendos y el RIV es la necesidad de predecir los dividendos futuros y los resultados anormales futuros, respectivamente, ajustamos mucho mejor el valor de las acciones mediante el RIV, ya que en éste último modelo una parte importante del valor está contenida en el patrimonio contable actual, que es una variable conocida. Así, hemos visto en las expresiones (1) y (4) que:

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[d_{t+\tau}\right]}{\left(1+r\right)^{\tau}} = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]}{\left(1+r\right)^{\tau}}$$

Por tanto, dado que el patrimonio contable debe ser positivo para una empresa en funcionamiento y con perspectivas de supervivencia durante un tiempo ilimitado, el importe total del valor a predecir en el RIV es menor que el del modelo de descuento de dividendos:

$$\sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right]}{(1+r)^{\tau}} < \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[d_{t+\tau}\right]}{(1+r)^{\tau}}$$

Otra de las ventajas del RIV sobre el modelo de descuento de dividendos es que evita el conocido *dilema de los dividendos*. Según el modelo de descuento de dividendos, éstos son los portadores de valor de los títulos. Sin embargo, si seguimos la proposición de irrelevancia de los dividendos (Miller y Modigliani [1961]), los dividendos actuales no tienen relación con el precio, ya que su determinación queda a discreción de la empresa. Tal y como indica Penman [1992, p. 467], el problema de estimar los futuros dividendos se halla en que "*el precio se basa en los dividendos futuros, pero los dividendos actuales no indican nada sobre el precio*". Por ello, habrá que utilizar otras magnitudes, tarea que cumple el RIV.

Por último, también creemos conveniente indicar que la elección de un método contable sobre otro no tiene influencia sobre el valor de la empresa, salvo que dicha elección influya en las expectativas futuras. Esto es así porque la elección afecta tanto al resultado como al patrimonio contable, revirtiendo las diferencias entre ambos métodos en el tiempo.

Hemos visto que la relación del excedente limpio es un supuesto necesario para la obtención del RIV. Podemos preguntarnos si realmente dicha relación se cumple en los modelos contables en vigor. Según la definición dada, se incumpliría siempre que se produjeran cambios en el patrimonio neto no derivados del resultado contable ni de la distribución de fondos a los accionistas o aportaciones de los mismos. Por tanto, ejemplos claros de su incumplimiento los podemos encontrar cuando se modifique una cuenta de reservas, como por ejemplo sucede en los casos de la revalorización de activos o de las diferencias de conversión a moneda nacional de los estados financieros de filiales extranjeras, lo que sucede en la normativa contable española, entre otras[2].

No obstante, es de vital importancia señalar que para la obtención del RIV, y por tanto de los modelos de Feltham-Ohlson, no es necesario que se

[2] Penman [2001, p. 239] hace una completa descripción de las partidas que dan lugar a un incumplimiento de la relación del excedente limpio en el ámbito de los principios generalmente aceptados en Estados Unidos (U.S. GAAP).

haya cumplido la relación del excedente limpio en el pasado, sino que dado que la función de valor está referida en el ámbito de expectativas futuras, para obtener la expresión (4) sólo se exige que las expectativas de resultados anormales en el futuro estén basadas en la relación del excedente limpio; es decir, la evolución de la información x_{t+k}, bv_{t+k} y d_{t+k}, $k \geq 1$, debe estar en consonancia con la igualdad (2). El valor de los títulos en un momento t según el RIV sería:

$$V_t = bv_t + \frac{E_t\left[x_{t+1}^a\right]}{(1+r)} + \frac{E_t\left[x_{t+2}^a\right]}{(1+r)^2} + \frac{E_t\left[x_{t+3}^a\right]}{(1+r)^3} + \ldots$$

donde,

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1} - rbv_t\right]$$
$$E_t\left[x_{t+2}^a\right] = E_t\left[x_{t+2} - rbv_{t+1}\right]$$
$$\vdots$$

Así, para el cumplimiento del RIV sólo sería necesario que se cumpliera la relación del excedente limpio en los datos futuros. Siguiendo la expresión (2) para la información esperada en el futuro:

$$E_t\left[bv_{t+1}\right] = bv_t + E_t\left[x_{t+1}\right] - E_t\left[d_{t+1}\right]$$
$$E_t\left[bv_{t+2}\right] = E_t\left[bv_{t+1}\right] + E_t\left[x_{t+2}\right] - E_t\left[d_{t+2}\right]$$
$$\vdots$$

El cumplimiento de estas igualdades nos asegura que el valor de los títulos representa el valor actualizado de los flujos de caja esperados por los mismos.

Este mismo razonamiento, pero desde otro punto de vista, es seguido por Bernard [1994, p. 3] y Joos [1997, pp. 20-21]. Generalizando la expresión anterior y despejando los dividendos, obtenemos: $E_t\left[d_{t+i}\right] = E_t\left[x_{t+i}\right] - (E_t\left[bv_{t+i}\right] - E_t\left[bv_{t+i-1}\right])$. Por ello, para estos autores el modelo tiene en cuenta todas las variaciones que se puedan producir en el patrimonio contable, sean debidas o no a la condición del excedente limpio, ya que el término que se introduce en segundo lugar a la hora de sustituir los dividendos por variables contables es $E_t\left[bv_{t+i}\right] - E_t\left[bv_{t+i-1}\right]$. Por tanto,

cualquier variación en el patrimonio neto distinta a la motivada por la retención de beneficios también es tenida en cuenta por el RIV, por lo que éste mantiene perfectamente su validez.

En definitiva, el RIV no es más que una redefinición del modelo de descuento de dividendos que, salvo por la relación del excedente limpio, no depende de las propiedades del sistema contable. De esta manera, los precios sólo serían una función lineal del patrimonio contable y de los resultados anormales esperados. Así, desde nuestro punto de vista, la principal ventaja del RIV proviene del hecho de que ninguno de los dos supuestos básicos en los que se basa, el modelo de descuento de dividendos y la relación del excedente limpio, son restrictivos. A su vez, debemos destacar que el RIV muestra, sin lugar a dudas, la relevancia de las variables contables básicas. Sin embargo, su principal limitación se debe a que las expectativas no son observables, por lo que para poder aplicarlo empíricamente se hace necesario vincular de alguna forma las expectativas futuras a los datos observados o bien predecir estas variables contables en un futuro relativamente corto y establecer un valor terminal a partir de dicho horizonte temporal.

1.4. El modelo de Ohlson [1995]

En los dos subapartados anteriores hemos visto los dos primeros supuestos de los modelos de Feltham-Ohlson. Sin embargo, el modelo de descuento de dividendos y la relación del excedente limpio no son la principal novedad de estos autores, pues ya eran conocidos desde hace décadas. De esta forma, la principal aportación se deriva del principal inconveniente del modelo del resultado residual, que viene dado por la necesidad de modelizar las expectativas futuras de los resultados anormales. Es decir, el RIV indica que el valor de una empresa debe ser igual al patrimonio contable más el valor actual de las expectativas de resultados anormales durante toda la vida de la empresa, por lo que, como señalábamos antes, su aplicación empírica es difícil y no exenta de errores de medida en las variables relevantes.

Por ello, se hace necesario establecer un segundo vínculo entre los datos contables actuales y los resultados anormales esperados futuros. Esta parte es una de las funciones esenciales del análisis fundamental, ya que se trata de

determinar cómo las variables contables y no contables se relacionan con los resultados anormales futuros para poder estimarlos adecuadamente.

En los modelos de Feltham-Ohlson este vínculo viene representado mediante la dinámica lineal de la información (LIM), que constituye el tercer supuesto y la verdadera implicación original de los modelos de estos autores. En este sentido, el LIM es el elemento diferenciador entre los modelos de estos autores y el resto de modelos que se basan únicamente en el modelo de descuento de dividendos o en el RIV. De hecho, es el LIM el que nos permite llegar a una función de valoración cerrada al vincular los resultados anormales futuros con las variables contables ya realizadas. A continuación exponemos cómo el modelo de Ohlson [1995] ha abordado esta cuestión.

1.4.1. Modelo lineal de la información (LIM)

En Ohlson [1995], el supuesto del LIM impone un sistema de ecuaciones lineales que expresa el proceso estocástico de la evolución temporal del resultado anormal y la variable "otra información" a través de las siguientes relaciones[3]:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega x_{t}^{a} + v_{t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{t+1} &= \qquad \gamma v_{t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \tag{5}$$

donde:

x_t^a : resultado anormal o resultado residual del periodo (t-1, t)

v_t : variable "otra información" en el momento t

ω : factor de persistencia del resultado anormal, conocido, no negativo e inferior a uno

γ: parámetro de persistencia de la variable "otra información", conocido, no negativo e inferior a uno

$\varepsilon_{1t+\tau}$ y $\varepsilon_{2t+\tau}$, $\tau \geq 1$, son términos de error impredecibles de media cero.

[3] Según Stark [1997], dado que los datos actuales de la empresa son suficientes para la predicción de los datos futuros, la principal desventaja de esta estructura es que limita la importancia del contexto histórico en que se ha desarrollado la empresa. Es decir, el LIM está orientado exclusivamente hacia las expectativas futuras restando importancia a los acontecimientos pasados. No obstante, en nuestra opinión los datos contables actuales son fruto de los acontecimientos pasados de la empresa; siendo imprescindible conocer el pasado para poder predecir el futuro.

El LIM nos describe la habilidad de la empresa para generar beneficios por encima de su resultado considerado normal. Para ello, la variable relevante no es sólo el resultado anormal del periodo, sino que el modelo permite la inclusión de cualquier otra información útil para la predicción de los resultados anormales futuros. Además, un análisis detallado de la misma nos indica que el resultado anormal sigue un proceso autoregresivo de primer orden modificado, en el que la variable "otra información" se incorpora a los resultados anormales con un retardo temporal, siendo el impacto de esta "otra información" gradual y también mediante un proceso autoregresivo de primer orden AR(1).

Por otro lado, el modelo requiere que los factores de persistencia, ω y γ, sean conocidos y presenten un valor entre 0 y 1. El límite inferior viene dado por razones económicas y por la observación empírica. Es decir, la persistencia de los resultados anormales debe ser positiva, ya que un valor negativo nos estaría indicando una reversión continua en el signo de los mismos. Así, si en el periodo actual el resultado anormal es negativo, en el periodo siguiente sería positivo, en el siguiente volvería a ser negativo, en el siguiente tendría signo positivo, y así seguirían comportándose de forma continua en el tiempo. Por otro lado, el límite superior es necesario para conseguir estacionariedad en la serie temporal, de manera que la media de los resultados anormales tienda a cero en horizontes infinitos.

Cuando $\omega=0$, la empresa está en un estado de no crecimiento en el que el resultado anormal es transitorio, mientras que si $\omega=1$ el resultado anormal persiste de manera indefinida. Cuando $0<\omega<1$, la rentabilidad sobre el patrimonio contable (ROE) cambia en el tiempo hacia el coste de capital de la empresa, r.

Podemos ver esto último a través de la definición de resultado anormal en términos relativos. Así, dividiendo ambos términos de la expresión (3) por el patrimonio contable inicial, bv_{t-1}, se obtiene:

$$\frac{x_t^a}{bv_{t-1}} = \frac{x_t}{bv_{t-1}} - r$$

donde:

$\frac{x_t^a}{bv_{t-1}}$: rentabilidad anormal sobre el patrimonio contable (ROE anormal)

$\frac{x_t}{bv_{t-1}}$: rentabilidad sobre el patrimonio contable (ROE)

r : tipo de interés o coste de capital

De esta manera, si el resultado anormal no es totalmente persistente, sino que decae en el tiempo, la diferencia entre las expectativas de ROE y el coste de capital se aproximará a cero en el tiempo. Este hecho es consistente con la evidencia proporcionada por la literatura de que la ROE revierte a la media (véase, por ejemplo, Bernard [1994]), y está en consonancia con la teoría microeconómica, ya que en una economía competitiva la super-rentabilidad a largo plazo debe ser cero. Es decir, la existencia de oportunidades de inversión con valor actualizado neto positivo, atraería inmediatamente a otras empresas hasta que, en el equilibrio, dicho valor llegara a ser cero. Así, si $0 \leq \omega < 1$, entonces $E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] \to 0 \quad cuando \quad \tau \to \infty$.

Siguiendo con este razonamiento, el modelo considera que los resultados anormales actuales se asemejan a una renta procedente de un estado de monopolio, en el que finalmente, en el largo plazo, las fuerzas competitivas harán que las rentabilidades se igualen a su coste de capital. Por tanto, se subraya la importancia de fijar el nivel actual de resultado anormal, y su persistencia medida a través del parámetro ω, cuyo valor concreto vendrá determinado por el entorno económico de la empresa y por sus principios contables.

Por su parte, el modelo admite información distinta del resultado contable, el patrimonio contable y los dividendos. En el LIM aparece la variable v_t, que representa los efectos predecibles sobre el resultado anormal futuro de otra información relevante en el momento t, no contenida en el resultado actual y que todavía tiene que ser captada por los estados financieros. Esta "otra información" es útil para predecir los resultados anormales de los años siguientes a su observación, y por tanto, para obtener el valor intrínseco de las acciones de una empresa.

Esta es otra de las aportaciones de los modelos de Feltham-Ohlson, ya que, en ellos cobra forma un concepto que ya en varios estudios anteriores al de Ohlson [1995] se había tratado de analizar. Como ejemplos, podemos destacar el trabajo pionero de Beaver, Lambert y Morse [1980], que trata de examinar la capacidad predictiva del precio de mercado de las empresas sobre el resultado contable futuro de las mismas (fenómeno conocido en la literatura internacional como *prices leading earnings*); el trabajo de Lev y Thiagarajan [1993], que incorporan como señales fundamentales del valor de la empresa a las variables fuerza laboral y acumulación de pedidos, y el de Amir y Lev [1996] que al analizar la relevancia de la información no financiera en las empresas de telefonía, encuentra evidencia de la importancia valorativa de variables como la población total del área de servicio de la empresa y el ratio de penetración.

Al igual que el comportamiento temporal del resultado anormal, la segunda ecuación del sistema (5) indica que la variable "otra información" sigue un proceso autorregresivo y es captada en los resultados anormales del siguiente período. Es decir, esta "otra información" no tiene un efecto continuo sobre la futura "otra información", por lo que el valor del parámetro de persistencia debe estar entre cero (influencia temporal) y uno (influencia permanente).

En definitiva, como principal aportación del LIM de Ohlson [1995] podemos decir que nos permite expresar el valor de las acciones en función únicamente de información contemporánea, y no de expectativas de resultados anormales. Además, su estructura es bastante intuitiva, fácil de interpretar, consistente con la observación empírica, y como veremos posteriormente nos lleva a una función de valoración simple y cerrada.

Sin embargo, también tiene implícitos otros supuestos que convienen tener presente. Entre ellos destaca el hecho de que supone la existencia de una contabilidad insesgada, de modo que los activos están contabilizados por sus valores reales de mercado, lo que es en sí mismo un problema de índole práctico dada la no existencia de precios de mercado para muchos activos, especialmente una vez están en uso. De esta forma, la evolución de los resultados anormales futuros no está afectada por el sesgo que produce un contabilidad conservadora (agresiva) que daría lugar a un patrimonio contable infravalorado (sobrevalorado). Esta es la principal limitación del LIM presentado por Ohlson [1995], ya que la media no condicionada de los resultados anormales es cero.

Sin embargo, si la contabilidad es conservadora, entonces los resultados anormales futuros no tendrían que tender a cero, adquiriendo un papel importante el crecimiento futuro del patrimonio futuro.

Como veremos posteriormente, Feltham y Ohlson [1995, 1996] tratan este problema modificando la relación del LIM, de manera que permiten que el patrimonio contable actual proporcione información sobre los resultados anormales futuros.

1.4.2. Función de valoración

Como indican Dechow, Hutton y Sloan [1999, p. 1], el LIM es el verdadero logro del estudio de Ohlson [1995], ya que permite vincular la información disponible en un momento determinado con el valor intrínseco de la empresa. De tal manera que, con los supuestos que hemos visto en este segundo apartado de la tesis, el valor de la empresa puede expresarse en términos de los datos contables actuales, en lugar de valores esperados futuros. Además, como muestran Garman y Ohlson [1980], la linealidad del LIM implica que la función de valoración resultante debe ser lineal con respecto a la información actual.

Así, combinando el RIV con el sistema de ecuaciones (5) se obtiene la siguiente función de valoración, cuya demostración podemos ver en el Apéndice I.

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \tag{6}$$

siendo:

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1 + r - \omega}; \quad \alpha_2 = \frac{1 + r}{(1 + r - \omega)(1 + r - \gamma)}$$

y donde:

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

bv_t : valor contable o patrimonio contable en el momento t

x_t^a : resultado anormal o resultado residual del periodo (t-1, t)

v_t : variable "otra información" en el momento t

ω : factor de persistencia del resultado anormal, $0 \leq \omega \leq 1$

γ : parámetro de persistencia de la variable "otra información", $0 \leq \gamma \leq 1$

r : tipo de interés o tasa de descuento

Esta función de valoración nos dice que el valor de mercado de las acciones de una empresa debe ser igual al patrimonio contable ajustado por la rentabilidad actual, medida a través del resultado anormal y por la "otra información" que modifica la predicción de la rentabilidad futura. En contraposición a la aplicación empírica del RIV, esta función de valoración no necesita explícitamente predicciones de dividendos y patrimonios contables futuros, ni supuestos adicionales sobre el cálculo de un valor terminal más allá del horizonte de predicción.

Aunque en el siguiente epígrafe explicamos el significado de los coeficientes α_1 y α_2, debemos destacar que ambos presentan un valor positivo, ya que $\omega < 1 + r \;\; y \;\; \gamma < 1 + r$. Esto se cumple debido a que los factores de persistencia ω y γ deben estar comprendidos entre sus valores extremos de 0 y 1. Así, los resultados anormales positivos y la existencia de "otra información" positiva se traducen en aumentos del valor de la empresa.

En definitiva, el modelo de Ohlson [1995] introduce dos ideas importantes. La primera es la noción de que existe información que es observada por el mercado antes de que afecte al resultado contable y que es relevante a la hora de valorar los títulos de una empresa. Esto se capta con el término v_t que se observa en el periodo t, pero no afecta al resultado contable hasta t+1. La segunda es la noción de que los resultados anormales pueden converger a cero en el tiempo. Si se supone que los factores de persistencia ω y γ son menores que 1, los resultados anormales convergerán a cero, lo que implica que el patrimonio contable y el valor de mercado también convergerán, estando representado este valor de mercado por la expresión (6).

Por otro lado, el modelo de Ohlson [1995] puede dar lugar a una función de valoración en términos del resultado contable en lugar del resultado anormal, puesto que utilizando la definición del resultado anormal y la relación del excedente limpio, el modelo implica la siguiente relación exacta (demostración en el Apéndice II):

$$V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1 - k\right) b v_t + \alpha_2 v_t \qquad (7)$$

siendo,

$$k = \alpha_1 \cdot r = \frac{r \cdot \omega}{(1 + r - \omega)}; \quad \varphi = \frac{1 + r}{r}; \quad \alpha_2 = \frac{1 + r}{(1 + r - \omega)(1 + r - \gamma)}$$

con $0 \leq k \leq 1$, ya que $0 \leq \omega \leq 1$

y donde además de las variables anteriormente definidas:

x_t : resultado contable del periodo (t-1, t)

d_t : dividendos netos de contribuciones al capital en el momento t

Esta ecuación (7) es importante por su interpretación, pues el valor de las acciones de la empresa puede representarse como la media ponderada de dos valoraciones basadas en la contabilidad (resultado actual capitalizado ajustado por dividendos $(\varphi x_t - d_t)$; y patrimonio contable, bv_t), más el valor adicional que implica la "otra información" conocida sobre los resultados futuros pero que aún no está reflejada en el patrimonio contable y en el resultado actual.

La primera valoración es un múltiplo del resultado actual menos el dividendo actual. Así, en el caso de que el resultado anormal siga un proceso de recorrido aleatorio simple, es decir, cuando el resultado anormal persiste de manera indefinida, entonces su factor de persistencia es $\omega=1$ (y por tanto, $k=1$), y la función de valoración está basada exclusivamente en el resultado. Ignorando la variable "otra información" se obtiene la siguiente expresión:

$$\text{si } E_t\left[x_{t+1}^a\right] = x_t^a + \varepsilon_{1t+1} \Rightarrow \quad V_t = \varphi x_t - d_t \tag{8}$$

Esto es consistente con la idea de que si los resultados son persistentes, el valor de los títulos es el valor actual de la corriente de resultados. Como ejemplo de aplicación empírica en un contexto internacional, podemos citar el trabajo de Pope y Walker [1999], que tratan de estudiar el vínculo entre el beneficio y los cambios en el precio de mercado a través de un modelo de beneficio permanente, que definen como una renta perpetua capitalizada al coste de capital de la empresa. Además, suponen que los dividendos son iguales a los beneficios permanentes y que éstos últimos siguen un recorrido aleatorio.

La segunda valoración es simplemente el patrimonio contable de la empresa. En el caso opuesto al anterior, en el que los resultados anormales son

totalmente transitorios, el valor del factor de persistencia es ω=0 (y por tanto, k=0), y todo el peso de la función se desplaza hacia el patrimonio contable de la empresa.

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \varepsilon_{1t+1} \Rightarrow \quad V_t = bv_t \tag{9}$$

En los casos intermedios, en los que la persistencia del resultado anormal está situada entre sus valores extremos de 0 y 1, la función de valoración será una media ponderada de estas dos funciones extremas, en el que la importancia del resultado será mayor cuanto más persistente sea el resultado anormal, y la importancia del patrimonio contable será mayor cuanto más transitorio sea el resultado anormal.

Este resultado está en consonancia con la evidencia empírica obtenida en nuestro país, ya que García-Ayuso, Monterrey y Pineda [1999] verifican que cuando los resultados anormales son negativos, el mercado los percibe como transitorios y valora a la empresa en función de su patrimonio contable. Sin embargo, cuando los resultados anormales son positivos cobra mayor importancia el coeficiente que hace referencia al resultado contable. Estos resultados confirman la evidencia obtenida fuera de España por Hayn [1995], Berger, Ofek y Swary [1996] y Burgsthaler y Dichev [1997]: cuando los resultados son negativos o están muy deprimidos, la mejor referencia de valor es la constituida por el patrimonio contable.

En definitiva, tanto en un caso como en el otro, a través de las expresiones (6) y (7) se puede derivar el valor de una empresa a través de sus variables contables básicas, sin hacer referencia expresa ni a los dividendos pasados ni a los dividendos esperados en el futuro.

1.4.3. Otras propiedades del modelo

Desde nuestro punto de vista, la principal ventaja del modelo de Ohlson [1995] no proviene sólo del establecimiento de un vínculo formal entre las expectativas futuras y los datos contemporáneos, sino también deriva del cumplimiento de una serie de propiedades deseables, como a continuación exponemos.

En primer lugar, el supuesto del LIM sobre el comportamiento futuro de la información, aporta el vínculo necesario entre la información actual y los resultados anormales futuros, un elemento esencial en el enfoque de la valoración fundamental. Además, como demuestra Ohlson [1995], este supuesto representado a través del sistema de ecuaciones (5) nos lleva directamente al planteamiento de Modigliani-Miller [1958, 1961] en el siguiente sentido:

1. El modelo satisface la irrelevancia de la política de dividendos. De esta manera, los dividendos observados no influyen en el valor de la empresa, y el pago de una unidad monetaria adicional de dividendo simplemente desplaza el valor de mercado en una unidad monetaria:
$$\frac{\partial E_t[V_t]}{\partial d_t} = -1$$

Este resultado se obtiene directamente de la función de valoración (6), a partir del cumplimiento de los siguientes supuestos del modelo:
$$\frac{\partial bv_t}{\partial d_t} = -1; \qquad \frac{\partial x_t}{\partial d_t} = \frac{\partial v_t}{\partial d_t} = 0$$

Es decir, los dividendos actuales reducen el patrimonio actual pero no el resultado contable actual, y la variable "otra información" es independiente del pago de dividendos.

Debemos indicar que estos supuestos son consistentes con la relación del excedente limpio, ya que se cumple que $\frac{bv_t}{d_t} = \frac{bv_{t-1}}{d_t} + \frac{x_t}{d_t} - \frac{d_t}{d_t}$; por lo que si diferenciamos obtenemos: -1 = 0 + 0 - 1

De esta manera, la empresa obtiene durante el periodo (t-1,t) un resultado x_t, paga al final de dicho periodo un dividendo de d_t, por lo que el patrimonio contable resultante es bv_t. Así, el dividendo pagado en t no reduce el resultado obtenido en todo el periodo, pero cada unidad monetaria repartida como dividendos disminuye el patrimonio contable en la misma cantidad.

2. La relación entre los dividendos actuales y los resultados futuros es negativa. De esta forma, los dividendos pagados hoy influyen negativamente en los resultados esperados futuros.

Para confirmar esta propiedad, a partir del LIM y de los mismos supuestos necesarios para demostrar la irrelevancia de la política de dividendos, Ohlson [1995, p. 672-673] demuestra que el modelo implica las siguientes relaciones entre dividendos y beneficios futuros, y dividendos y valor de la empresa:

- el pago de una unidad monetaria adicional de dividendos en el momento t reduce el resultado esperado del período t+1 en r unidades monetarias, esto es:

$$\frac{\partial E_t[x_{t+1}]}{\partial d_t} = -r \tag{10}$$

De esta manera, una empresa puede aumentar sus dividendos a través de nuevos préstamos, pero tales préstamos producen un gasto por intereses en el periodo siguiente.

- el pago de una unidad monetaria adicional de dividendos en el momento t reduce los beneficios esperados agregados de los períodos t+1 y t+2, incluyendo los beneficios generados por la reinversión de los dividendos esperados en t+1, en $(1+r)^2-1$ unidades monetarias:

$$\frac{\partial E_t[x_{t+2} + x_{t+1} + rd_{t+1}]}{\partial d_t} = -\left[(1+r)^2 - 1\right]$$

Esta propiedad generaliza la anterior, expresando el efecto del pago de dividendos sobre los resultados esperados agregados de los dos próximos períodos. Hay que destacar que se incorporan todas las fuentes de beneficios, incluidos los beneficios para el período t+2 producidos por la reinversión en las cuentas privadas del pago de dividendos en el período t+1.

Por último, el estudio de los coeficientes α_1 y α_2 de la función de valoración (6) nos puede ayudar a comprender mejor el razonamiento económico que subyace en el modelo. Recordemos que para valores de los parámetros del LIM comprendidos dentro de sus valores extremos, esto es $0<\omega,\gamma<1$, ambos coeficientes, α_1 y α_2, son positivos. Pero además las funciones $\alpha_1(\omega)$ y $\alpha_2(\omega,\gamma)$ son crecientes en sus argumentos. Como indica Ohlson [1995, p. 669] "*esta propiedad refleja que ω y γ actúan como parámetros de persistencia*

en el proceso autoregresivo del resultado anormal y de la "otra información" (x_t^a, v_t), de manera que valores más altos de ω y γ hacen el valor de la empresa más sensible a las realizaciones de (x_t^a, v_t)".

En este sentido, evidentemente, cuanto mayor sea el parámetro de persistencia del resultado anormal, ω, mayores serán los coeficientes α_1 y α_2, lo que se traducirá en un mayor (menor) valor de la empresa para un resultado anormal positivo (negativo). Para unos valores x_t^a, v_t dados:

$$\frac{\delta V_t}{\delta \omega} = \frac{\delta \alpha_1}{\delta \omega} x_t^a + \frac{\delta \alpha_2}{\delta \omega} v_t$$

donde:

$$\frac{\delta \alpha_1}{\delta \omega} \frac{1+r}{(1+r-\omega)^2} > 0; \quad \frac{\delta \alpha_2}{\delta \omega} = \frac{1+r}{(1+r-\gamma)(1+r-\omega)^2} > 0$$

Igualmente, cuanto más persista la "otra información" mayor efecto tendrá sobre el coeficiente α_2, y sobre el valor de la empresa:

$$\frac{\delta V_t}{\delta \gamma} = \frac{\delta \alpha_2}{\delta \gamma} v_t$$

donde:

$$\frac{\delta V_t}{\delta \gamma} = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)^2} > 0$$

Mediante esta propiedad, también podemos ver como el parámetro de persistencia ω determina la importancia relativa en la función de valoración (7) de los resultados con respecto al patrimonio contable, ya que es el parámetro que determina k en dicha función y por tanto marca el peso relativo de dichas variables. Así, en la función (7) vimos que $k = \alpha_1 \cdot r$, por lo que $\frac{\delta k}{\delta \omega} = r \cdot \frac{\delta \alpha_1}{\delta \omega} > 0$. De esta forma, una mayor persistencia se traduce en un mayor valor de k, es decir, en una mayor ponderación del modelo basado en el resultado.

1.5. El modelo de Feltham y Ohlson [1995]

En el punto anterior se han destacado las principales características del modelo de Ohlson [1995], en el que la principal limitación de su LIM hace referencia a la existencia de una contabilidad insesgada. Para superar esta limitación, Feltham y Ohlson [1995] generalizan el modelo desarrollado en Ohlson [1995] para adaptarlo a la existencia de actividades operativas y financieras en las empresas. Esto es importante debido al diferente tratamiento contable de los activos operativos y financieros que permiten llevar a cabo estas actividades.

Por un lado, hoy en día los valores contables y de mercado de los activos y pasivos financieros generalmente coinciden (contabilidad insesgada), de tal forma que los resultados anormales procedentes de las actividades financieras son habitualmente cero. Pero, por otro lado, los activos operativos no son valorados de manera individual en mercados perfectos y se rigen a menudo a través de principios contables conservadores, por lo que el valor esperado de la diferencia entre el valor de mercado y el valor contable de estos activos podría no ser cero bajo esta contabilidad conservadora, lo que generaría la existencia de un fondo de comercio no registrado.

Esto es, en términos de la proyección de la futura rentabilidad anormal, una fijación conservadora en el momento t de los activos operativos debe ser compensada mediante una determinación optimista de los resultados operativos anormales esperados en el futuro. Por ello, Feltham y Ohlson [1995] toman los mismos supuestos que en el modelo de Ohlson [1995], pero los adapta a la existencia de actividades operativas y financieras, lo que supone dividir las variables contables agregadas de la siguiente forma:

$$bv_t = oa_t + fa_t$$
$$x_t = ox_t + i_t$$
$$x_t^a = ox_t^a = ox_t - r \cdot oa_{t-1}$$

donde:
bv_t : valor contable o patrimonio contable en el momento t
oa_t : activos operativos en el momento t
fa_t : activos financieros en el momento t

x_t : resultado contable para el periodo (t-1, t)
ox_t : resultado operativo para el periodo (t-1, t)
i_t : ingresos financieros netos de gastos financieros en el periodo (t-1, t)
x_t^a : resultado anormal del periodo (t-1, t)
ox_t^a : resultados anormales operativos del periodo (t-1, t)

Debemos destacar en este punto que, dado que el resultado anormal financiero es cero por definición, el resultado anormal total coincide con el operativo. Es decir, dado que los ingresos financieros netos derivados de los activos financieros netos al principio del periodo coinciden con la rentabilidad normal, se cumple la siguiente relación: $i_t = r \cdot fa_{t-1}$

Por tanto, a través de la definición de resultado anormal obtenemos:

$$x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1} = \left(ox_t + i_t\right) - r \cdot \left(oa_{t-1} + fa_{t-1}\right) =$$
$$= \left(ox_t - r \cdot oa_{t-1}\right) + \underbrace{\left(i_t - r \cdot fa_{t-1}\right)}_{0} = ox_t^a$$

Podemos adaptar la expresión del RIV (4) considerando la existencia de activos operativos y financieros. Así, teniendo en cuenta que $x_t^a = ox_t^a$, y $bv_t = oa_t + fa_t$, obtenemos la expresión (11):

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[ox_{t+\tau}^a\right]}{\left(1+r\right)^{\tau}} \qquad (11)$$

donde:
V_t : valor de mercado de las acciones de la empresa en el momento t
bv_t : valor contable o patrimonio contable en el momento t
ox_t^a : resultados anormales operativos del periodo (t-1, t)
r : tipo de interés o tasa de descuento

1.5.1. Modelo lineal de la información

Al igual que en Ohlson [1995], para poder obtener una función de valoración cerrada debemos vincular las expectativas no observables de las variables relevantes futuras con la información actual. Así, en el caso de la existencia de activos operativos que pueden estar valorados bajo principios

contables conservadores, el supuesto del LIM de Feltham y Ohlson [1995] nos indica que la evolución de toda la información sigue una estructura lineal markoviana, considerándose el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} ox^a_{t+1} &= \omega_{11} ox^a_t + \omega_{12} oa_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ oa_{t+1} &= \omega_{22} oa_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \tag{12}$$

donde, además de las variables anteriores:
v_{1t} y v_{2t} : variables de la "otra información" en el momento t
ω_{11} : factor de persistencia del resultado anormal operativo, $\omega_{11} \in [0,1]$
ω_{12} : factor de conservadurismo, $\omega_{12} \geq 0$
ω_{22} : factor de crecimiento de los activos operativos, $\omega_{22} \in [1,1+r)$
γ_1 y γ_2 : factores de persistencia de la "otra información", $|\gamma_1,\gamma_2|<1$
$\varepsilon_{i,t+\tau}$, i=1,2,3,4, $\tau \geq 1$, son términos de error impredecibles de media cero.

Este LIM supone una contabilidad insesgada para los activos financieros, de manera que los inversores centran su atención en los activos operativos. Es decir, las ecuaciones (11) y (12) indican que el analista debe considerar la naturaleza de los diferentes tipos de activos: los activos cuyo valor contable se aproxima al valor de mercado se introducen en la ecuación del RIV a través del patrimonio contable. Los activos contabilizados a través de métodos contables conservadores se valoran en su valor contable más un ajuste para reflejar la corriente asociada de resultados anormales.

La primera ecuación del sistema (12) implica que los resultados anormales operativos son una función de la persistencia de dichos resultados (ω_{11}), de la medida en que la contabilidad de los activos operativos es conservadora (ω_{12}), y de otra información relevante para predecir dichos resultados anormales (v_{1t}). En la segunda ecuación podemos observar que los activos operativos futuros son una función del crecimiento en dichos activos (ω_{22}), y de otra información relevante para la predicción de los mismos (v_{2t}). Finalmente, las dos últimas ecuaciones implican que las variables que representan a la "otra información" siguen un proceso autoregresivo y son

captadas con un retardo temporal como parte de los futuros resultados anormales operativos y futuros activos operativos.

En resumen, el análisis proporciona dos puntos de vista adicionales para la valoración fundamental. En primer lugar, es necesario tener en cuenta la naturaleza de los activos y pasivos y su tratamiento contable asociado. En segundo lugar, debido a la contabilidad conservadora, la ROE de una empresa tiende a un nivel por encima de su coste de capital propio, por lo que en una economía competitiva sería posible mantener resultados anormales positivos de manera permanente. Este hecho viene representado en el modelo mediante el coeficiente ω_{12}, que debería ser positivo bajo una contabilidad conservadora.

Un análisis más detallado de este segundo concepto nos indica que Feltham y Ohlson [1995] suponen que los resultados anormales se generan por dos motivos:

- la existencia de resultados anormales (rentas monopolísticas), siendo ω_{11} la persistencia de este resultado. Aunque estas rentas podrían persistir durante algún tiempo, a largo plazo la competencia en los mercados llevará las rentabilidades hacia su coste de capital. Por tanto, se espera que se cumpla $0 \leq \omega_{11} < 1$

- el conservadurismo del modelo contable, que hace que el valor de los activos sea inferior a su valor de mercado. Esto genera un resultado anormal positivo que puede ser calculado multiplicando la diferencia entre ambos valores por el coste de capital.

Esto es, si el valor de los activos operativos netos a precios de mercado es oa'_{t-1}, podemos separar ambos efectos de la siguiente manera:

-bajo una contabilidad insesgada: $ox'^{a}_{t} = ox_t - r \cdot oa'_{t-1}$
-bajo una contabilidad conservadora: $ox^{a}_{t} = ox_t - r \cdot oa_{t-1}$; con $oa_{t-1} < oa'_{t-1}$

Por tanto,

$$ox^{a}_{t} = ox_t - r \cdot oa_{t-1} = \underbrace{(ox_t - r \cdot oa'_{t-1})}_{\text{Renta monopolística}} + \underbrace{r\left(oa'_{t-1} - oa_{t-1}\right)}_{\text{Efecto conservadurismo>0}}$$

En definitiva, el parámetro que representa el grado de conservadurismo es ω_{12}, y bajo una contabilidad conservadora (insesgada) se espera que presente un valor positivo (cero). A diferencia de las rentas monopolísticas, el resultado anormal positivo generado por el conservadurismo podría mantenerse a largo plazo. Entre los supuestos del modelo se excluye la contabilidad agresiva ($\omega_{12} < 0$) porque no es consistente con la realidad contable.

En cuanto a la segunda ecuación de este LIM, se hace necesario modelizar la evolución de los activos operativos debido a su importancia en la determinación de los futuros resultados anormales provocada por el conservadurismo. En este sentido, el parámetro ω_{22} representa el crecimiento de dichos activos operativos, que debe ser mayor que uno para asegurar el supuesto de empresa en funcionamiento, pero inferior a uno más el coste de capital para asegurar la convergencia del valor de la empresa (no crecimiento ilimitado).

Por último, v_{1t} y v_{2t} son las variables que representan a la "otra información", suponiendo el LIM que ambas siguen un proceso autoregresivo, siendo γ_1 y γ_2 sus parámetros de persistencia. Estas variables no tienen efectos a largo plazo sobre otra información futura, por lo que se espera que $0 \leq \gamma_1, \gamma_2 < 1$. Estos límites nos aseguran la convergencia de la serie temporal de la variable "otra información", pues si presentaran un valor superior a 1, entonces $E_t\left[v_{ht+\tau}\right] \xrightarrow{\tau \to \infty} \infty$, con h=1,2

1.5.2. Función de valoración

Una vez detallado el LIM, como demuestran Feltham y Ohlson [1995], combinando las expresiones (11) y (12) obtenemos la siguiente función de valoración (demostración en el Apéndice III):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{1t} \tag{13}$$

siendo:

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

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

donde todas las variables y parámetros del modelo ya han sido definidos anteriormente.

Así, el valor actual de los títulos de una empresa puede expresarse en función de la rentabilidad operativa actual medida a través de ox_t^a, el patrimonio contable actual y la existencia de "otra información" relevante para la predicción de los futuros resultados anormales operativos y de los futuros activos operativos. Además, esta función incorpora explícitamente el efecto de los activos operativos netos sobre el valor de la empresa. Todos estas variables ponderan de manera positiva en el valor de la empresa ya que los coeficientes de la función de valoración son positivos cuando los parámetros presentan los valores supuestos por el LIM. De esta manera, resultados anormales, activos operativos y "otras informaciones" positivas se traducen en mayores valores de las acciones de una empresa.

Por otra parte, el modelo sigue cumpliendo las propiedades que vimos en el modelo de Ohlson [1995] en cuanto a la irrelevancia de la política de dividendos, y supone una manera directa de mostrar la relevancia valorativa de las variables contables básicas, patrimonio contable y resultado.

Al igual que en el modelo de Ohlson [1995], podemos establecer la función de valoración exclusivamente en función del resultado operativo en lugar del resultado anormal operativo. Así, se obtiene la siguiente expresión (véase Apéndice IV):

$$V_t = (1-k)bv_t + k(\varphi x_t - d_t) + \alpha_2 \cdot oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} \qquad (14)$$

donde: $k = \alpha_1 \cdot r$; $\varphi = \dfrac{1+r}{r}$; y α_1, α_2, β_1 y β_2 son las expresiones definidas en (13).

Debemos destacar que el conservadurismo contable produce que esta expresión (14) difiera de la (7), apareciendo el término $\alpha_2 \cdot oa_t$ y la nueva variable referida a la "otra información", que es relevante para la predicción de los futuros activos.

En definitiva, la principal diferencia entre el LIM de Feltham y Ohlson [1995] y el de Ohlson [1995] hace referencia a que, debido a la eliminación del supuesto de contabilidad insesgada, las expectativas del resultado anormal dependen de la parte operativa del patrimonio contable, modelizando el comportamiento futuro de dichos activos operativos en el propio LIM; sin duda la diferencia más clara con respecto a la función de valoración la representa el peso adicional de incorporar estos activos operativos en el LIM.

1.5.3. Impacto de una contabilidad conservadora en la estructura de la función de valoración

El análisis del valor de los coeficientes de la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995] con respecto a la de Ohlson [1995] (en la presente tesis, expresiones (13) y (14) frente a (6) y (7)) nos indica que si consideramos una contabilidad insesgada en el primero, esto es $\omega_{12}=0$, y por tanto, $\alpha_2=\beta_2=0$, nos encontramos ante el modelo del segundo. Estos es, Ohlson [1995] es un caso particular de Feltham y Ohlson [1995] en el que el coeficiente del conservadurismo es cero.

Ahora bien, un coeficiente ω_{12} positivo, representativo de una contabilidad conservadora, nos lleva a un ajuste al alza en la predicción de la rentabilidad futura, como se puede ver en la primera ecuación del LIM (12), y un ajuste al alza del valor de las acciones de la empresa, funciones (13) y (14), ya que un coeficiente de conservadurismo positivo implica que α_2 sea también positivo.

Así, en el caso de que los resultados anormales sean temporales ($\omega_{11}=0$ en la primera ecuación de la expresión (12)) y si ignoramos la "otra información", entonces la expresión (14) será:

$$V_t = bv_t + \alpha_2 \cdot oa_t = fa_t + (1+\alpha_2)\cdot oa_t\,; \quad \text{con } (1+\alpha_2) > 1$$

En este modelo el peso de los activos operativos es superior a la unidad debido a la contabilidad conservadora. De tal forma que, aunque necesitamos distinguir entre los dos tipos de activos, no necesitamos conocer los datos de la cuenta de resultados ni de los dividendos.

En el caso límite de que los resultados anormales son permanentes (ω_{11}=1), y si además ignoramos la variable otra información, la función de valoración no se basa solamente en el resultado contable como sucedía en Ohlson [1995], sino que cobran protagonismo los activos operativos contabilizados de manera conservadora, obteniéndose la siguiente expresión:

$$V_t = \left(\varphi x_t - d_t\right) + \alpha_2 \cdot oa_t \text{ ; } \quad \text{con } \alpha_2 > 0$$

Al igual que en Ohlson [1995] la combinación de estos dos modelos extremos, con pesos relativos (1-k) y k, respectivamente, permite obtener la función de valoración en el caso general ($0 \leq \omega_{11} \leq 1$), que viene dada por la expresión (14):

$$V_t = \left(1-k\right) bv_t + k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \alpha_2 \cdot oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$

1.6. Extensiones de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

A partir de los modelos teóricos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] han aparecido en la literatura contable una serie de modelos en los que se relajan supuestos implícitos en aquellos (tipos de interés constantes, neutralidad al riesgo), o se desarrollan aspectos concretos del sistema contable (políticas de amortización). Aunque todos estos modelos son muy completos desde un punto de vista analítico, la característica común a todos ellos es la gran dificultad en su aplicación empírica. Dado que no van a ser tratados en esta tesis, y no es nuestro objetivo volver a explicar detalladamente todos los aspectos de los mismos, nos limitamos a dejar constancia de su existencia y señalar algunos de sus rasgos fundamentales.

Feltham y Ohlson [1996] desarrollan un modelo de conservadurismo contable para una empresa que genera flujos de tesorería invirtiendo en activos depreciables, examinando cómo la política de amortización influye sobre la relación entre información contable y el valor de mercado de las acciones. Bajo un entorno de incertidumbre, estos autores consideran dos tipos de políticas de amortización: una tasa fija, determinando el gasto por amortización a partir del patrimonio contable a inicios del periodo; y una tasa variable, donde el gasto

por amortización depende de forma estocástica de la información sobre las expectativas de los futuros flujos de caja.

En definitiva, el modelo que proponen para valorar la empresa, además del resultado anormal y los activos operativos netos, tiene en cuenta los flujos recibidos e invertidos en activos operativos y la política de amortización de la empresa.

Por su parte, Feltham y Ohlson [1999] proporcionan una visión generalizada de los modelos de Feltham-Ohlson, ya que relajan el supuesto de que los inversores son neutrales al riesgo y los tipos de interés son constantes y fijos. Así, los únicos supuestos exigidos son el de la relación del excedente limpio y la condición de no arbitraje en los mercados financieros.

En el modelo de Ohlson [1999] se desarrolla el concepto de beneficio transitorio. Tres son los rasgos principales que podemos sugerir que cumpla un beneficio transitorio: i) que sea impredecible, en el sentido de que no influye en los siguientes resultados transitorios; ii) que sea irrelevante para la predicción del beneficio total del próximo año; iii) que no tenga relevancia valorativa en la estimación del valor actual de la corriente de dividendos.

Ohlson [1999] considera la división del resultado en dos componentes, el resultado recurrente y el transitorio, de forma que $x_t = x_{1t} + x_{2t}$, donde x_{1t} es el resultado recurrente y x_{2t} el resultado transitorio. En este modelo el LIM evoluciona de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} x_{2t} + \varepsilon_{1t+1} \\ x_{2t+1} &= \qquad\qquad \omega_{22} x_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$$

Parece inevitable que ω_{22} deba ser cero si se queremos etiquetar x_{2t} como un resultado transitorio. Además, Ohlson [1999] se fija en la condición $\omega_{11} + \omega_{12} = 0$, pues implica que el resultado anormal recurrente $x_{1t}^a = x_{1t} - r \cdot bv_{t-1}$ resume toda la información relevante para la predicción del resultado anormal esperado del próximo periodo, puesto que:

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{2t} = \omega_{11}\left(x_{1t} + x_{2t} - r\cdot bv_{t-1}\right) + \omega_{12}x_{2t} =$$
$$= \underbrace{\omega_{11}\left(x_{1t} - r\cdot bv_{t-1}\right)}_{\text{información relevante}} + \underbrace{(\omega_{11}+\omega_{12})x_{2t}}_{0}$$

Por otro lado, la función de valoración implícita en este LIM de Ohlson [1999] es la siguiente (véase apéndice V): $V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 x_{2t}$

donde: $\alpha_1 = \dfrac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$; $\quad \alpha_2 = \dfrac{\omega_{12}\left(1+r\right)}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\omega_{12}\right)}$

Esta vez la condición $\alpha_1 + \alpha_2 = 0$ es la única que consigue la irrelevancia valorativa de los resultados transitorios, puesto que sólo en este caso se cumple: $\dfrac{\partial P_t}{\partial d_t} = -1$; $\quad \dfrac{\partial P_t}{\partial x_{2t}} = 1$.

Por tanto, tenemos las tres condiciones deseables que deben cumplir los resultados transitorios: son impredecibles en el sentido de que no sirven para predecir resultados transitorios futuros ($\omega_{22} = 0$), son irrelevantes en la predicción de resultados anormales ($\omega_{11} + \omega_{12} = 0$), y son valorativamente irrelevantes ($\alpha_1 + \alpha_2 = 0$). Así, Ohlson [1999] proporciona las herramientas necesarias para poder contrastar la hipótesis nula de que un determinado componente del resultado posee las propiedades de un resultado transitorio. En este sentido, se justifica la eliminación de partidas no recurrentes en los estudios empíricos, aunque deberían incorporarse como parte de un modelo que trata de estimar el valor de las acciones.

Gode y Ohlson [2000] relajan el supuesto de la existencia de unos tipos de interés constantes a lo largo del tiempo, analizando la relación entre valor y datos contables en un entorno de tipos de interés estocásticos y neutralidad al riesgo. Las implicaciones más importantes que se obtienen son las siguientes. El factor de persistencia del resultado anormal (ω_t) depende únicamente de los cambios en el tipo de interés, aumentando con el tipo actual y disminuyendo con el tipo anterior. Sin embargo, el factor de persistencia de la "otra información" sólo depende del tipo de interés actual.

En definitiva, bajo tipos de interés estocásticos la estructura del modelo de Ohlson [1995] sigue siendo la misma, puesto que el modelo sigue estando relacionado con las variables contables. No obstante, se observa que el tipo de interés del periodo anterior es imprescindible para poder determinar los beneficios actuales y relacionar el valor de la empresa con dicho beneficio. A su vez, el tipo de interés actual también entra en el análisis, ya que influye en la predicción de los beneficios esperados.

Por último, nos referimos a Ohlson [2000], aunque no se trate de una extensión de los modelos de Feltham-Ohlson, sino de uno de sus supuestos, el RIV. El motivo que lleva a Ohlson [2000] a proponer un nuevo modelo deriva de los problemas de la aplicación empírica del RIV. Para este autor el principal problema no es si los datos contables cumplen o no la relación del excedente limpio debido a los principios contables, sino la propia problemática de la aplicación del modelo, ya sea en datos por acción o en datos globales. Así, por un lado, en términos de datos por acción la relación del excedente limpio no se cumple de forma general si existen cambios esperados en el número de acciones, puesto que sólo se cumplirá en el caso de que el precio esperado de la acción en la ampliación de capital sea igual al valor teórico de la acción[4].

Por otro lado, la utilización de datos globales sí que cumpliría la relación del excedente limpio, pero surge el problema de que la ampliación de capital no sea neutral desde la perspectiva de los nuevos y antiguos accionistas. Para Ohlson [2000, p. 10] "*esta posibilidad nos lleva a cuestiones que van más allá del modelo. ¿Por qué los accionistas antiguos permiten que los accionistas nuevos recojan cualquier tipo de beneficio o viceversa? De forma clara, la referencia tiene que ser que, ex ante, la transacción sea neutral para los antiguos y nuevos accionistas por igual. En otras palabras, que se cumpla Modiglian-Miller [1958, 1961]*".

Sin embargo queremos hacer dos precisiones. En primer lugar, aunque es evidente la debilidad del RIV en datos por acción por el incumplimiento de la relación del excedente limpio, en nuestra opinión esto no sucede mediante la

[4] A los problemas empíricos derivados del cambio en el número de acciones por las ampliaciones y reducciones de capital en las empresas nos referimos con detalle posteriormente en el capítulo 4: "Diseño de la investigación".

utilización de los datos globales, los cuales solo traerían problemas en un caso muy específico: que se *espere* que haya una ampliación de capital en el futuro y que dicha ampliación se *espere* que no sea a precios de mercado. En segundo lugar, y algo de vital importancia para la presente tesis, aunque el RIV es uno de los supuestos de los modelos de Feltham-Ohlson, estos autores lo incluyen en sus modelos por su facilidad de empleo en las cuestiones analíticas y su carácter intuitivo, pues como afirma Ohlson [2001, p. 107] el RIV "*no es la pieza crucial en el análisis. En cambio, el RIV juega el papel de condensar y racionalizar el análisis* (matemático), *pero sin ningún efecto sobre las conclusiones empíricas fundamentales*". Es más, Ohlson [2001, nota 2] incluso encuentra desafortunado que una gran parte de los investigadores considere el RIV la mayor aportación de su trabajo, afirmando que "*el acrónimo EBO* (Edwards-Bell-Ohlson) *a menudo utilizado en lugar de RIV es inapropiado, al menos con respecto a la O*". Y lo que es más, "*las implicaciones del modelo están inherentes en sus supuestos subyacentes, y por ello la ausencia del RIV en el análisis no cambia el contenido empírico del modelo de Ohlson [1995]*"(Ohlson [2001, p. 111]). Para demostrar estas afirmaciones, Ohlson [2001] obtiene las expresiones del valor de la empresa de Ohlson [1995] sin el supuesto del RIV. Para ello, sólo necesita el modelo de descuento de dividendos, el LIM y la irrelevancia de la política de dividendos.

CAPÍTULO 2 APLICACIONES EMPÍRICAS REALIZADAS POR LA INVESTIGACIÓN PREVIA

En este segundo capítulo de la tesis, y una vez hemos estudiado con detalle los modelos teóricos de Feltham-Ohlson, llevamos a cabo un análisis pormenorizado de la literatura previa de carácter empírico que los ha utilizado tanto para la predicción de resultados como para la valoración de acciones.

Comenzamos con una breve descripción de las principales contribuciones que se le han atribuido a los modelos de Feltham-Ohlson. A continuación, y para una mayor claridad, clasificamos los trabajos en función del principal elemento diferenciador, el LIM. Así, en un primer grupo, que será el principal, consideramos aquellas investigaciones que utilizan el LIM de alguno de los modelos de Feltham-Ohlson. Además, clasificamos los trabajos según hayan tratado únicamente *el vínculo predictivo*, es decir, la contrastación de la estructura del LIM o la predicción del resultado anormal, o hayan incorporado en el análisis el *vínculo valorativo*, es decir, el cálculo de valores intrínsecos de las acciones.

Posteriormente tratamos los trabajos que, también con el propósito de la predicción y la valoración, han modificado los modelos de Feltham-Ohlson, utilizando un LIM ligeramente distinto. Por último, procedemos a realizar una breve revisión de otros estudios que se han basado en las conclusiones de los modelos de Feltham-Ohlson o en alguno de sus supuestos, pero no han tenido en cuenta la utilización de un LIM, si bien como ya se ha dicho ésta es la verdadera aportación de los modelos Feltham-Ohlson.

El objetivo de esta revisión crítica de la literatura es, por una parte, examinar su evolución en el corto periodo transcurrido desde la aparición de los modelos de Feltham-Ohlson. Por otra parte, también pretendemos destacar las principales aportaciones y las limitaciones de los trabajos, a fin de sentar las bases para nuestra aplicación empírica.

2.1. Contribuciones de los trabajos de Feltham-Ohlson

Sin lugar a dudas, lo primero que debemos destacar de los trabajos de Feltham-Ohlson es su importancia en el resurgimiento del interés por el análisis

fundamental y más concretamente por la utilización del RIV en la valoración, si bien ya se ha indicado anteriormente que este modelo no puede ser atribuido a estos autores. Así, ya no se toma el precio de mercado como el mejor estimador posible del valor, cuestionándose así la hipótesis de eficiencia del mercado.

Ahora bien, los trabajos de Feltham-Ohlson han supuesto el desarrollo de una teoría de valoración rigurosa, fundamentada, sobre todo, en la información contable. En particular, Bernard [1995, p.734] afirma que "*los estudios de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] están situados entre los desarrollos más importantes de los últimos años de la investigación centrada en el mercado de capitales*", e identifica dos contribuciones que han cambiado el planteamiento de las investigaciones empíricas. Por un lado, estos estudios implican un cambio del objetivo de la investigación sobre la relación de los datos contables con el valor de la empresa, alejándonos del énfasis en explicar el comportamiento del precio del mercado y llevándonos hacia los atributos más importantes de sus modelos, como la predicción de los resultados futuros y el crecimiento futuro en el patrimonio contable. La segunda contribución se refiere a la estructura de la relación entre la contabilidad y el valor de las acciones, pues los trabajos de Feltham-Ohlson "*proporcionan un punto de partida apropiado para cualquier trabajo empírico que trate esta relación"* (Bernard [1995, p. 734]).

Sobre esto último, y desde un punto de vista tradicional, la relación entre el valor de la empresa y los datos de los estados financieros estaba formada por tres vínculos (Bernard [1995, p.741]). En primer lugar, los datos de los estados financieros actuales debían enlazarse con los de los estados financieros futuros. En segundo lugar, debía especificarse la relación entre los datos financieros futuros y los dividendos futuros. Por último, los dividendos futuros se relacionan con el valor actual a través del modelo de descuento de dividendos (puede verse la expresión (1)).

En ausencia de un vínculo bien definido entre datos contables y valor, los investigadores tenían pocas guías para la construcción de modelos que pudieran ser contrastado empíricamente. Por ello, se observaron una variedad de modelos *ad-hoc*, en los que los cambios en los precios podían estar relacionados con los

cambios en los beneficios, con los niveles de beneficios o con cambios en las cuentas del balance, entre otras posibilidades[5]. En palabras de Bernard [1995, p. 741], "*no es sorprendente que la confusión haya persistido durante años*". Ahora, sin embargo, los modelos de Feltham-Ohlson proporcionan un método que permite entender los diferentes métodos *ad-hoc* utilizados en el pasado.

Ahora bien, con los modelos teóricos de Feltham-Ohlson los tres vínculos sugeridos por Bernard [1995] se reducen a tan solo dos, ya que se relaciona directamente la información de los estados financieros futuros con el valor de la empresa, sin hacer ninguna de sus funciones de valoración referencia explícita a los dividendos futuros. Fue la relación del excedente limpio la que mostró que los dividendos no necesitaban entrar en el proceso, lo que evitaba ciertos supuestos restrictivos; por lo que los dos pasos imprescindibles para relacionar el valor con la información contable pasaron a ser:

- Vincular la información actual con las predicciones de los estados financieros futuros (vínculo predictivo).
- Vincular estas predicciones con el valor de mercado (vínculo valorativo).

En la revisión de la literatura que seguidamente presentamos, el primero de estos vínculos nos va a permitir diferenciar, en un primer momento, entre los distintos trabajos. En la literatura, se han utilizado básicamente dos técnicas diferentes para desarrollarlo: técnicas *ad-hoc* y técnicas basadas en el LIM.

Desde su publicación en 1995 han sido multitud los estudios que se han basado en las conclusiones de los modelos de Feltham-Ohlson, aunque, sin embargo, sólo unos pocos han contrastado empíricamente su cumplimiento y sus posibles aplicaciones. De hecho, la mayoría de las investigaciones han utilizado el RIV, ignorando el modelo lineal de la información (LIM) de Feltham-Ohlson, siendo los modelos resultantes muy similares al de descuento de dividendos o flujos de caja, y a los clásicos modelos que capitalizan el resultado actual del período o la predicción del beneficio. En definitiva, pronostican las variables relevantes a corto plazo y tienen en cuenta un valor

[5] Por ejemplo, Easton y Harris [1991] emplean el nivel de resultados y/o los cambios en el resultado como variable explicativa del precio de mercado; y Easton, Harris y Ohlson [1992] acumulan los resultados contables de varios periodos obteniendo una mayor correlación de éstos con los precios de mercado. Para una descripción de este tipo de modelos y su contrastación empírica en el entorno del mercado español, puede verse Monterrey y Pineda [1998].

terminal al final del horizonte de predicción. Por ello, aunque estos estudios indican como referencia Ohlson [1995], no incluyen el LIM, y por tanto, entendemos que son implementaciones del RIV y no del modelo de Ohlson [1995]. A pesar de ello nos referimos a ellos al final de este capítulo.

Sin embargo, otros estudios sí han utilizado la verdadera aportación de los modelos de Feltham-Ohlson, esto es, el LIM de cada uno de ellos, y han realizado el análisis de una manera consistente con estos modelos. La presente tesis se basa completamente en estos modelos, y por tanto, considera la existencia del LIM. Por ello, procedemos en primer lugar a revisar exhaustivamente este tipo de estudios, centrándonos en las aplicaciones de los trabajos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995, 1996], que suponen que las cifras contables evolucionan de acuerdo a un modelo lineal. Además, clasificamos los distintos trabajos según hayan abordado el vínculo predictivo y/o valorativo a los que hacíamos referencia anteriormente.

Antes de pasar a exponer la revisión de la literatura, creemos interesante resaltar las principales conclusiones a las que ha llegado la literatura empírica. En primer lugar, la evidencia obtenida en la contrastación del LIM de Ohlson [1995] es favorable, puesto que los parámetros alcanzan los valores previstos por el modelo y la estructura autoregresiva de un retardo parece apropiada. Sin embargo, la evidencia del LIM de Feltham y Ohlson [1995, 1996] es contraria a lo establecido en los modelos teóricos, puesto que el parámetro de conservadurismo presenta valores negativos, lo que sería indicativo de la existencia de contabilidades agresivas. No obstante, hay mucho margen para realizar mejoras en las aplicaciones de estos modelos, puesto que la mayor parte de los trabajos existentes no tienen en cuenta todas las implicaciones de los modelos de Feltham-Ohlson.

En segundo lugar, la evidencia en la estimación del valor de las acciones de las empresas también es inconsistente, puesto que los valores estimados están sistemáticamente por debajo de los precios existentes en el mercado, esto es, los modelos de Feltham-Ohlson sistemáticamente infravaloran el valor de la empresa. No obstante, la realización de estrategias de inversión en función del ratio valor estimado – precio (V/P) arroja resultados interesantes: los valores estimados son útiles en la predicción de las rentabilidades futuras de mercado. Este resultado iría en contra de la hipótesis de eficiencia del mercado, pues con

la información disponible se podrían construir estrategias de inversión rentables. No obstante, otra posible explicación sería que el ratio V/P está correlacionado con algún factor de riesgo no incluido en el análisis.

2.2. Aplicaciones empíricas de los modelos de Feltham-Ohlson

Al igual que Reverte [2000], la revisión de la literatura de los trabajos que han utilizado los modelos de Feltham-Ohlson para el cálculo de valores intrínsecos va a clasificarse de acuerdo a los dos vínculos citados más arriba. En la tabla 2.1, que se incluye al final de este epígrafe, puede observarse la relación de los mismos, así como un resumen de sus principales características. Los trabajos se han centrado fundamentalmente en los dos siguientes aspectos:

A) Vínculo predictivo. Se trata de contrastar la validez empírica de la dinámica lineal de la información de los modelos de Feltham-Ohlson; es decir, del vínculo entre la información contemporánea y las expectativas no observables, representado a través del LIM. Por este lado, los distintos estudios empíricos han tratado de estudiar alguno o varios de los siguientes aspectos:

- El cumplimiento de la dinámica lineal de la información, comprobando si los valores estimados empíricamente de los coeficientes del LIM están dentro de los límites teóricos supuestos por los modelos de Feltham-Ohlson.

- La utilización de dichos coeficientes estimados del LIM para la predicción de los resultados anormales, comparando los valores predichos con los reales con objeto de comprobar la exactitud y sesgo de las predicciones.

- La estructura autoregresiva de un solo retardo temporal propia de los modelos de Feltham-Ohlson. Se trata de ver si un único retardo es suficiente para modelizar el comportamiento futuro de los resultados anormales; es decir, si es suficiente para la predicción de los resultados anormales futuros.

B) Vínculo valorativo. El objetivo de los trabajos es contrastar la validez empírica de la función de valoración de los modelos de Feltham-Ohlson. Dado que el segundo vínculo está bien especificado a través del modelo del resultado anormal, se trata de ver la relación entre la información contemporánea y el valor. En esta vertiente los estudios empíricos han tratado de analizar alguno o varios de los siguientes aspectos:

- Si, por término medio, los modelos explican de manera satisfactoria los precios de mercado, o por el contrario, de manera sistemática infravaloran o sobrevaloran los mismos.

- Si los coeficientes implícitos en el modelo de valoración a través del LIM coinciden con los coeficientes de una regresión que utiliza los precios observados en el mercado.

- Si en el tiempo los valores de mercado tienden a los valores intrínsecos de las empresas. Si esto fuera así, sería posible predecir la rentabilidad de mercado futura, cuestionándose la hipótesis de eficiencia del mercado.

Asimismo, debemos indicar que los trabajos que han utilizado el LIM para analizar estos aspectos, se diferencian unos de otros, principalmente, en los siguientes puntos, que se sintetizan en la tabla 2.1 que se muestra seguidamente:

- Consideración o no de la variable "otra información".

Recordemos que los intentos por considerar esta variable en los modelos de valoración datan de los años 80, cuando Beaver, Lambert y Morse [1980] ya confirmaron que los precios reflejaban información sobre los futuros resultados que no estaba contenida en los resultados actuales (*prices lead earnings*)[6]. Ahora bien, aunque la "otra información" puede ser una variable muy importante, resulta especialmente difícil de modelizar, dados los problemas que su identificación y estimación conllevan. De hecho, hasta la fecha ha habido muy pocos estudios que de una forma explícita la hayan intentado incorporar empíricamente en el LIM.

- Consideración de una serie temporal por cada empresa de la muestra o de una serie temporal de secciones cruzadas.

Algunos estudios han analizado el LIM mediante las series temporales de cada una de las empresas de manera separada, analizando el LIM de manera individual para cada una de ellas. Estos estudios requieren series largas de datos históricos, por lo que los resultados de series de apenas 15-20 años pueden carecer de la necesaria fiabilidad. Por ello, otros estudios han utilizado las series de las empresas de manera conjunta a través de un análisis en sección cruzada

[6] Este tipo de estudio ha dado lugar a una prometedora línea de investigación reciente, que destaca al conservadurismo como una posible razón para explicar este fenómeno observado en la realidad (puede verse Pope y Walker [1999], Ball, Kothari y Robin [2000] y Giner y Rees [2001])

Tabla 2.1 Clasificación y principales características de la literatura previa

TRABAJO	MODELO	PAÍS	MUESTRA	VÍNCULO	"Otra información"	Metodología	Coste capital	Retardos
Dechow, Hutton y Sloan [1999]	Ohlson [1995]	Estados Unidos	1976-1995	Predictivo y valorativo	Basada en la predicción de beneficios de los analistas	Sección Cruzada	12% constante para todas las empresas y años	Hasta cuatro
Choi, O'Hanlon y Pope [2001]	Ohlson [1995]	Estados Unidos	1976-1995	Predictivo y valorativo	Basada en la predicción de beneficios de los analistas	Sección Cruzada	Entre 10-14% constante; y $rf_t + 5\%$	Sólo uno
McCrae y Nilsson [2001]	Ohlson [1995]	Suecia	1987-1997	Predictivo y valorativo	Basada en la predicción de beneficios de los analistas	Sección Cruzada	$rf_t + \beta_{jt} \cdot 4\%$	Hasta tres
Ota [2002]	Ohlson [1995]	Japón	1964-1998	Predictivo y valorativo	Ajuste por la correlación serial causada por su omisión	Serie Temporal	$rf_t + \beta_{jt} \cdot 2\%$	Hasta tres
Callen y Morel [2001]	Ohlson [1995]	Estados Unidos	1969-1996	Predictivo y valorativo	Se ignora	Serie Temporal	rf + premio por riesgo industrial	Hasta dos
Stober [1996]	Feltham y Ohlson [1995]	Estados Unidos	1964-1993	Predictivo	Se ignoran	Temporal y cruzada	$rf_t + 8{,}2\%$	Sólo uno
Bauman [1999]	Feltham y Ohlson [1995]	Estados Unidos	1980-1994	Predictivo	Se ignoran	Serie Temporal	No se indica	Sólo uno
Myers [1999]	Feltham y Ohlson [1995, 1996]	Estados Unidos	1975-1996	Predictivo y valorativo	Acumulación de pedidos	Serie Temporal	rf_t + premio por riesgo industrial	Sólo uno
Ahmed, Morton y Schaefer [2000]	Feltham y Ohlson [1996]	Estados Unidos	1979-1997	Predictivo	Se ignoran	Serie Temporal	$rf_t + 4\%$	Sólo uno

Fuente: Elaboración propia

de sólo un LIM. Ambos planteamientos tienen inconvenientes. La utilización de series temporales largas es difícil en algunos casos dada la escasez de datos, pero también implica asumir que las circunstancias económicas en las que se desarrolla la empresa en su historia son comparables en el tiempo, lo que es claramente cuestionable. Por otra parte, un modelo de valoración es, en sí mismo, un modelo de empresa, por lo que conceptualmente no es apropiada la alternativa de utilizar series cruzadas.

- Inclusión de más de un retardo en la estructura de la LIM

La estructura original del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson muestra que un retardo temporal del resultado anormal es suficiente para caracterizar la evolución futura de resultados anormales. Pese a ello, diversos estudios han tratado de determinar la aportación adicional de retardos anteriores.

- Estimación del coste de capital

Para la ejecución de los modelos de Feltham-Ohlson se hace imprescindible la estimación del coste de capital. Como vemos más adelante, la alternativa adoptada por la investigación ha sido muy variada, puesto que se ha considerado desde tomar un coste de capital constante para todas las empresas y años, hasta uno variable en el tiempo y entre empresas basado en el CAPM, es decir, la tasa libre de riesgo (rf_t) más un premio por riesgo.

2.2.1. Aplicaciones empíricas de Ohlson [1995]

En este primer apartado vamos a revisar las investigaciones que han tenido en cuenta las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], y en particular su dinámica lineal de la información, haciendo especial mención a los distintos aspectos que acabamos de enumerar.

Dechow, Hutton y Sloan [1999] es una de las aplicaciones más completas de Ohlson [1995]. En cierta medida nuestra investigación empírica sigue el esquema del trabajo de estos investigadores, sin embargo, debemos señalar algunos aspectos con el fin de resaltar sus aportaciones y limitaciones. Así, es importante destacar que es el primer trabajo que considera de manera explícita la importancia de la variable "otra información". Para ello, basándose en las

propias recomendaciones de Ohlson [2001], considera que las predicciones de los analistas es la variable que puede recoger apropiadamente toda la información relevante distinta al patrimonio y al resultado contable[7]. El trabajo puede dividirse en tres partes bien diferenciadas. En la primera se contrasta la estructura del LIM de Ohlson [1995], obteniéndose los valores de los parámetros lo que se corresponde con el vínculo predictivo. En una segunda parte, se calculan los valores intrínsecos de las acciones en función de distintas especificaciones de Ohlson [1995], variando los valores de los parámetros del LIM. Por último, se contrasta si los precios de mercado tienden en el tiempo hacia sus valores intrínsecos, pudiendo predecirse la rentabilidad de mercado futura. Estas dos partes encajan en el llamado vínculo valorativo que antes hemos indicado.

A su vez, también hacemos referencia a dos trabajos muy similares al de Dechow, Hutton y Sloan [1999], como es el realizado por Choi, O'Hanlon y Pope [2001], que replican el estudio de estos autores pero tratando de corregir sus principales inconvenientes, concretamente teniendo en cuenta la influencia de los interceptos y deflactores en el análisis; y McCrae y Nilsson [2001] que aplica la metodología de Dechow, Hutton y Sloan [1999] en el mercado sueco. Además, consideramos el trabajo de Ota [2002], que se circunscribe al mercado japonés y se diferencia de los tres anteriores, principalmente, en la aplicación de una metodología en serie temporal. Por último, hacemos referencia al estudio de Callen y Morel [2001], que, al igual que Ota [2002] también emplea una metodología de serie temporal.

2.2.1.1. Vínculo predictivo: Contrastación de la estructura del LIM

En primer lugar, Dechow, Hutton y Sloan [1999] investigan para el mercado estadounidense los siguientes aspectos relacionados con el LIM de Ohlson [1995], expresión (5):

$$x_{t+1}^{a} = \omega x_{t}^{a} + v_{t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$v_{t+1} = \gamma v_{t} + \varepsilon_{2t+1}$$

[7] Aunque el trabajo de Ohlson referenciado data del año 2001, Dechow, Hutton y Sloan [1999] utilizaron la versión *working paper*, ya disponible en 1998. No existe ninguna diferencia entre ambas versiones en cuanto a la propuesta de medición de la "otra información" .

- Si el coeficiente de persistencia del resultado anormal, ω, difiere de sus valores teóricos extremos de 0 y 1.
- Si un proceso autoregresivo de primer orden del LIM es suficiente para la predicción de los resultados anormales futuros.
- Si el patrimonio contable influye en la predicción de los resultados anormales.
- Si el parámetro de persistencia del resultado anormal, ω, puede ser estimado a través de un conjunto de variables determinantes.
- Si el coeficiente de persistencia de la "otra información", γ, difiere de sus valores extremos de 0 y 1.
- Si el LIM presenta habilidad predictiva de los resultados anormales futuros.

Para analizar estos puntos, la metodología empleada es de sección cruzada, de manera que calculan los parámetros del LIM para todas las empresas en su conjunto y no parámetros distintos para cada una de ellas. A su vez, para evitar los efectos de la diferencia de escala entre las empresas, utilizan datos por acción, y deflactados por el precio de mercado a inicios de periodo[8]. Para el cálculo de los resultados anormales toman el resultado contable antes de partidas extraordinarias, y un coste de capital constante en el tiempo y entre empresas del 12%.

En primer lugar estiman la siguiente ecuación con el objetivo de calcular el factor de persistencia de los resultados anormales:

$$x^a_{i,t+1} = \omega_0 + \omega x^a_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (15)$$

donde, $x^a_{i,t}$ es el resultado anormal de la empresa i en el periodo t

Los resultados de esta regresión están en consonancia con lo establecido en el modelo de Ohlson [1995], ya que muestran un coeficiente de persistencia del resultado anormal igual a 0,62 y significativo al 1%, por lo que la hipótesis de que este coeficiente sea cero o uno es rechazada con gran robustez.

[8] En el apartado 4.1.1.2 de esta tesis analizaremos los efectos que pueden producir las diferencias de escala entre las empresas en los estudios de corte transversal.

A continuación, para verificar la estructura temporal del LIM, analizan la aportación adicional de otros retardos del resultado anormal estimando de nuevo la ecuación (15), incluyendo hasta el cuarto retardo de esta variable. Los resultados indican que los retardos adicionales al primero tienen un impacto trivial, ya que apenas incrementan la capacidad explicativa de las variables y los coeficientes obtenidos son prácticamente cero. Por tanto, los autores concluyen que un proceso autoregresivo de primer orden proporciona una aproximación empírica razonable.

En tercer lugar, para observar la influencia del patrimonio contable, vuelven a estimar la ecuación (15), pero incluyendo el patrimonio contable como variable explicativa:

$$x^a_{i,t+1} = \omega_{10} + \omega_{11} x^a_{i,t} + \omega_{12} bv_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Como vimos en el modelo de Feltham y Ohlson [1995], si la contabilidad de las empresas siguen principios conservadores, el patrimonio contable estará infravalorado y cobrará importancia a la hora de fijar los resultados anormales futuros. Así, teóricamente el coeficiente asociado, ω_{12}, debería tener un valor positivo bajo una contabilidad conservadora.

Sin embargo, los resultados del estudio de Dechow, Hutton y Sloan [1999] indican que el coeficiente asociado a esta variable es significativamente negativo, contrario a lo establecido en el modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que se interpretaría como la existencia de una contabilidad agresiva. Debido a este resultado contradictorio, y dado que los autores indican que contrastes posteriores muestran que el patrimonio contable no es útil para la predicción de los resultados anormales futuros, deciden no tener en cuenta esta especificación de Feltham y Ohlson [1995] para analizar el vínculo valorativo en la segunda parte de su trabajo, quedándose exclusivamente con el LIM del modelo de Ohlson [1995], expresión (15).

Por otra parte, Dechow, Hutton y Sloan [1999] proponen una manera alternativa de estimar el factor de persistencia del resultado anormal, que aparece en la primera de las ecuaciones del LIM. Según indican, la persistencia de los resultados anormales (ω) es una función de la persistencia de la tasa de rentabilidad contable anormal y del crecimiento en el patrimonio contable, por

lo que las variables que determinan estas dos últimas también determinarán ω. Así, consideran que esta persistencia tiene cinco variables determinantes, de manera que se espera que la persistencia sea menor cuando el resultado contenga más partidas transitorias medidas a través de las variables q1, q2, q3; la rentabilidad por dividendos sea mayor o el nivel histórico de la persistencia del resultado anormal de la industria a la que pertenece la empresa sea menor[9]. Así, estiman la siguiente ecuación:

$$x_t^a = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1}^a + \omega_2 x_{t-1}^a q1_{t-1} + \omega_3 x_{t-1}^a q2_{t-1} + \omega_4 x_{t-1}^a q3_{t-1} + \omega_5 x_{t-1}^a div_{t-1} + \omega_6 x_{t-1}^a ind_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde:

$q1_t$ =magnitud del resultado anormal= $\left|\frac{x_t^a}{bv_{t-1}}\right|$

$q2_t$ =magnitud de las partidas especiales = $\left|\frac{\text{Partidas especiales}_t}{bv_{t-1}}\right|$

$q3_t$ =magnitud de los ajustes al devengo operativos= $\left|\frac{\text{Ajustes al devengo operativos}_t}{\text{Activo Total}_{t-1}}\right|$

div_t =ratio de pago de dividendos= $\frac{d_t}{x_t}$

ind_t = persistencia histórica del resultado anormal de la industria a la que pertenece la observación t.

Tras estimar esta ecuación con datos históricos, dividiéndola por x_{t-1}^a, el parámetro de persistencia ω puede obtenerse a partir de los valores actuales de las cinco variables determinantes de la siguiente manera:

$$\omega = \omega_1 + \omega_2 q1_t + \omega_3 q2_t + \omega_4 q3_t + \omega_5 div_t + \omega_6 ind_t \qquad (16)$$

[9] Brooks y Buckmaster [1976] y Freeman, Ohlson y Penman [1982] establecen que los niveles de resultados y de rentabilidades sobre los fondos propios extremos revierten a la media de forma más rápida, por lo que la persistencia sería menor para las empresas con resultados extremos. Fairfield, Sweeney y Yohn [1996] muestran que las partidas especiales no recurrentes tienen menor probabilidad de persistir. Sloan [1996] muestra cómo la rentabilidad contable de la empresa presenta menor persistencia en las empresas con niveles extremos de ajustes al devengo operativos. A su vez, basándose en las conclusiones de Fazzari, Hubbard y Peterson [1988] y Anthony y Armes [1992], Dechow, Hutton y Sloan [1999] consideran que las empresas con oportunidades de crecimiento, que tendrán mayor persistencia en sus resultados, presentan un menor ratio de pago de dividendos. Por último, diversos estudios como Scherer [1980] y Ahmed [1994] sugieren la existencia de una relación entre la estructura de la industria y la rentabilidad de las empresas.

Los resultados de este análisis muestran los signos esperados para cada variable determinante, de manera que la persistencia del resultado anormal varía de una manera sistemática y predecible. Por ello, señalan que esta estimación de la persistencia debería ser útil para mejorar la predicción de los resultados anormales futuros. De hecho, la consideran en el contraste de la habilidad predictiva del modelo, como más adelante señalamos.

Una vez analizada la primera ecuación del LIM, el siguiente paso es la estimación del factor de persistencia de la variable "otra información" (véase la expresión (5) del LIM de Ohlson [1995]):

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1}$$

Dechow, Hutton y Sloan [1999] calculan la variable "otra información" a partir de las predicciones de los analistas, por lo que depende del factor de persistencia del resultado anormal. Es decir, siguiendo a Ohlson [2001], la primera ecuación del LIM implica que la variable v_t debe ser la diferencia entre la expectativa condicional de los resultados anormales basada en toda la información disponible menos la basada solo en el resultado anormal actual:

$$v_t = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega x_t^a \tag{17}$$

De esta manera, si se considera que la predicción de los analistas incorpora toda la información disponible en el momento t, tendremos que:

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = f_t^{a,t+1} = f_t^{t+1} - r\,bv_t$$

donde $f_t^{a,t+1}$ y f_t^{t+1} son, respectivamente, la predicción del resultado anormal y del resultado contable para el periodo (t, t+1) tomado del consenso de los analistas de I/B/E/S en el periodo t.

Introduciendo esta última igualdad en la ecuación (17) obtendremos el valor de la variable "otra información", que depende del factor de persistencia del resultado anormal ω:

$$v_t = f_t^{a,t+1} - \omega\, x_t^a = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega x_t^a$$

Así, una vez obtenido el valor de la variable "otra información" la estimación de su persistencia supone estimar la siguiente ecuación:

$$v_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \varepsilon_{2t+1} \tag{18}$$

Los resultados están, de nuevo, en consonancia con el modelo de Ohlson [1995]. El valor estimado de la persistencia de la "otra información" es de 0,32 y significativo a un nivel inferior al 1%. Además, es significativamente distinto de sus valores extremos de 0 y 1, que son los valores que implícitamente se asumen en la mayoría de modelos de valoración utilizados en la literatura previa.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Una vez analizados estos cinco aspectos de la estructura del LIM, Dechow, Hutton y Sloan [1999] proceden a comprobar el vínculo predictivo del modelo de Ohlson [1995], es decir, la habilidad del modelo para predecir los resultados anormales. Para ello, a través del error de predicción medio, el error absoluto medio y el error cuadrático medio, calculan el sesgo y la exactitud de las predicciones del resultado anormal para el próximo año realizadas mediante distintas especificaciones del modelo de Ohlson [1995]. La muestra utilizada comprende observaciones desde el año 1976 al año 1995. Las diferencias entre los modelos se deben al hecho de considerar o no la variable "otra información"; y al empleo de los valores de la persistencia del resultado anormal estimados mediante las ecuaciones (15) y (16) con los datos disponibles hasta el periodo en que se realiza la predicción, o sus valores extremos de 0 y 1.

Los resultados indican errores de predicción medios negativos, siendo mayores los errores si se considera la variable "otra información", lo que refleja la sobrevaloración (optimismo) de las predicciones de los analistas. No obstante, es el modelo que incluye la "otra información" el que consigue mayor exactitud en las predicciones, ya que presenta errores medios muy inferiores a los modelos históricos que no tienen en cuenta las predicciones de los analistas o fijan valores extremos para los parámetros de persistencia. Esto es indicativo de que los analistas incorporan información adicional a la serie temporal histórica de beneficios. Por otro lado, el modelo que utiliza la estimación de la persistencia del resultado anormal condicionada a sus cinco variables determinantes apenas supone mejoras en la habilidad predictiva del modelo.

Antes de entrar a detallar las principales aportaciones y limitaciones de Dechow, Hutton y Sloan [1999], queremos referirnos, por su similitud, al trabajo de McCrae y Nilsson [2001]. Estos autores emplean una metodología prácticamente idéntica, pero en el entorno del mercado sueco. McCrae y Nilsson [2001] justifican el estudio en su país debido a la distinta orientación de la tradición contable de los países europeos respecto a Estados Unidos. Esto puede provocar diferencias significativas entre países en la asociación entre las medidas contables y el precio de mercado, el comportamiento del resultado y la sensibilidad de los parámetros y coeficientes de valoración.

Los resultados del estudio de McCrae y Nilsson [2001] son similares a los de Dechow, Hutton y Sloan [1999] pero merece la pena destacar tres aspectos. En primer lugar, el coeficiente de persistencia del resultado anormal es 0,523, menor al obtenido pr Dechow, Hutton y Sloan [1999] para el mercado estadounidense, que recordemos era de 0,62. Esto puede estar indicando la mayor velocidad de reversión a la media del resultado anormal de las empresas suecas. La explicación de este hallazgo puede ser doble: o las empresas suecas se enfrentan a una competencia severa, eliminándose los resultados anormales rápidamente; o el sistema contable sueco es menos conservador que el de Estados Unidos, algo poco probable según los estudios suecos relacionados con el tema[10]. En segundo lugar, el parámetro de persistencia de la "otra información" es mayor que en Estados Unidos, concretamente de 0,436 mientras que era de 0,32 en Estados Unidos. Para McCrae y Nilsson [2001] este resultado evidencia un ambiente informativo más rico en Estados Unidos, de manera que la "otra información" relevante se asimila por el mercado de forma mucho más rápida en Estados Unidos en comparación con Suecia. Por último, en cuanto a la predicción de los resultados anormales, la inclusión de las predicciones de los analistas mejora la exactitud de las predicciones, pero, a diferencia de Dechow, Hutton y Sloan [1999], de manera muy escasa.

En definitiva, y antes de seguir con otros trabajos de investigación, en nuestra opinión esta primera parte del estudio de Dechow, Hutton y Sloan destaca por el hecho de representar el primer intento de aplicar el modelo de Ohlson [1995] de una manera consistente con los aspectos teóricos del mismo.

[10] Como ejemplos de estudios que hallan evidencia de un sistema contable más conservador en Suecia en comparación a Estados Unidos pueden verse Gray y Weetman [1991] y Nilsson [1999].

De esta manera, se confirma la estructura temporal de un retardo del LIM de Ohlson [1995], obteniendo unos valores de los parámetros conformes a lo establecido en el mismo. En cuanto al parámetro de conservadurismo, presenta un valor contrario a lo establecido en Feltham y Ohlson [1995] y no es útil para las predicciones. Por otro lado, por primera vez se mide y se subraya la importancia de la variable "otra información", siendo su inclusión conveniente para la predicción de los resultados anormales.

Como principales limitaciones del trabajo podemos destacar las tres siguientes:

1. La utilización de un coste de capital del 12%, constante para todas las empresas y años, es decir, no se tienen en cuenta ni el diferente riesgo de los flujos de caja de cada empresa ni el componente variable en el tiempo de los tipos de interés.

2. No tiene en cuenta el intercepto incluido en la autoregresión de los resultados anormales para el cálculo de la "otra información" a través de la expresión (17). Es decir, al utilizar la regresión (15) para la estimación del factor de persistencia, Dechow, Hutton y Sloan [1999] están considerando implícitamente el siguiente LIM:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_0 + \omega x_t^{a} + v_t + \varepsilon_{1t+1}$$

   Así, la variable "otra información" se deberían estimar incluyendo el valor del coeficiente del intercepto en la expresión (17), esto es:

$$v_t = E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] - \omega_0 - \omega x_t^{a}$$

3. La estimación de las ecuaciones del LIM la realizan deflactando las variables por el precio de mercado. Sin embargo, al utilizar deflactores en las regresiones del LIM deberían haberse realizado los ajustes oportunos, a fin de que el deflactor entrase en la dinámica de la información. De esta forma, dado que el LIM estimado es:

$$\frac{x_{t+1}^{a}}{P_t} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x_t^{a}}{P_t} + \frac{v_t}{P_t} + \varepsilon_{1t+1}$$

$$\frac{v_{t+1}}{P_t} = \gamma_{10} + \gamma_1\frac{v_t}{P_t} + \varepsilon_{2t+1}$$

Las expectativas de resultados anormales para los próximos periodos dependen de los precios de mercado futuros. Así, por ejemplo:

$$E\left[x_{t+1}^{a}\right] = \omega_{10}P_t + \omega_{11}x_t^a + v_t$$
$$E_t\left[x_{t+2}^{a}\right] = \omega_{10}E\left[P_{t+1}\right] + \omega_{11}E[x_{t+1}^{a}] + E\left[v_{t+1}\right]$$
$$\vdots$$

donde, a su vez, $E\left[v_{t+\tau}\right]$ también dependería de la evolución futura de los precios.

Precisamente Choi, O'Hanlon y Pope [2001] replican gran parte del estudio de Dechow, Hutton y Sloan [1999] también con datos estadounidenses, pero modificando el LIM, utilizando el patrimonio contable como deflactor y ajustando las funciones para explotar la información contenida en los interceptos estimados del LIM. Concretamente considera el siguiente LIM:

$$\begin{aligned}
\frac{x_{t+1}^{a}}{bv_t} &= \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x_t^a}{bv_t} + \frac{v_t}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1} \\
\frac{v_{t+1}}{bv_t} &= \gamma_{10} + \gamma_1\frac{v_t}{bv_t} + \varepsilon_{2t+1} \\
\frac{bv_{t+1}}{bv_t} &= G + \varepsilon_{3t+1}
\end{aligned} \tag{19}$$

Como puede advertirse, dado que el patrimonio contable entra en la dinámica de la información, tal y como explicábamos anteriormente, se hace necesario incluir una tercera ecuación que indique la forma en que va a evolucionar esta variable. Choi, O'Hanlon y Pope [2001] optan por un crecimiento constante en el tiempo (G) del patrimonio contable. Para la estimación de todos estos parámetros llevan a cabo los siguientes pasos:

1) Estimación de ω_{10} y ω_{11} a través de la regresión para cada año t, incluyendo toda la información disponible desde 1950 hasta el año t (t=1975-1995):

$$\frac{x_{j,t+1}^{a}}{bv_{j,t}} = \omega_{10,t} + \omega_{11,t}\frac{x_{j,t}^{a}}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon_{j,1t+1}$$

2) Cálculo de la "otra información" basada en las predicciones de beneficios de los analistas financieros, ajustada por la inclusión de interceptos y deflactores:

$$v_{j,t} = f_{j,t}^{a,t+1} - \left(\omega_{10,t} bv_{j,t} + \omega_{11,t} x_{j,t}^{a}\right)$$

3) Estimación de los parámetros γ_{10} y γ_1 a partir de la regresión:

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10,t} + \gamma_{1,t} \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon_{j,2t+1}$$

4) No estiman el parámetro G, sino que toman como dados varios valores, concretamente 1,00; 1,02; 1,04 y 1,06.

Los resultados más importantes que se derivan del estudio son los siguientes:

- El parámetro de persistencia del resultado anormal está dentro del intervalo previsto por Ohlson [1995], y presenta unos valores cercanos a los de Dechow, Hutton y Sloan [1999], concretamente entre 0,585 y 0,611 según si el coste de capital empleado en el análisis es constante (10-12-14%) o variable en el tiempo (rf_t+5%). En cuanto a los interceptos, son negativos en todos los casos excepto cuando el coste de capital es el 10% constante.

- El parámetro de persistencia de la "otra información" también está dentro del intervalo previsto por Ohlson [1995], presentado unos valores entre 0,593 y 0,604, pero bastante mayores que el 0,32 obtenido por Dechow, Hutton y Sloan [1999], que ignoran el efecto de los interceptos. El intercepto de la "otra información" es positivo y significativo, lo que indica que en media las predicciones de los analistas son superiores a las predicciones realizadas por el modelo mecánico que sólo tiene en cuenta la persistencia del resultado anormal ($E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^{a}$).

En nuestra opinión, y aunque parezca paradójico, la principal debilidad de este estudio de Choi, O'Hanlon y Pope [2001] es precisamente el ajuste por la utilización de deflactores. Y es que, como puede comprobarse en las expresiones utilizadas por estos autores, el patrimonio contable se constituye como variable relevante a la hora de realizar predicciones y de calcular los valores intrínsecos. Esto iría contra uno de los supuestos básicos del modelo de

Ohlson [1995], el de insesgadez de la contabilidad, que provoca que el patrimonio contable no sea una variable relevante para la predicción de los resultados anormales futuros. Así pues, su modificación del LIM les lleva a estar mucho más cerca del modelo de Feltham y Ohlson [1995] que del de Ohlson [1995]. De hecho, si multiplicamos ambos lados de las ecuaciones de su LIM, expresión (19), por bv_t obtenemos una versión reducida del modelo de Feltham y Ohlson [1995], en el que se ignora la segunda de las variables de la "otra información", todos los activos de la empresa son operativos (oa_t=bv_t), y lo que es más importante, sin interceptos, que es precisamente lo que pretenden estudiar en su trabajo:

$$x^a_{t+1} = \omega_{10} bv_t + \omega_{11} x^a_t + v_t + e_{1t+1}$$
$$v_{t+1} = \gamma_{10} bv_t + \gamma_1 v_t + e_{2t+1}$$
$$bv_{t+1} = Gbv_t + e_{3t+1}$$

En un trabajo muy reciente, Ota [2002] lleva a cabo el contraste del LIM de una manera similar a Dechow, Hutton y Sloan [1999], aunque aplicando una metodología en serie temporal. Utiliza una muestra de empresas japonesas de las que se disponen, como mínimo de datos de 27 años consecutivos de datos.

Para el contraste del LIM, este autor tiene en cuenta tres LIMs basados en Ohlson [1995], dos basados en Feltham y Ohlson [1995], y otros dos LIMs que utiliza para contrastar la estructura temporal de ambos modelos. Una descripción de los mismos se muestra en la tabla 2.2.

Tabla 2.2 Modelos de la información utilizados por Ota [2002]

LIM 1	$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 2	$x^a_{t+1} = \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 3	$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 4	$x^a_{t+1} = \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 5	$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} x^a_{t-1} + \varepsilon_{t+1}$
LIM 6	$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} x^a_{t-1} + \omega_{13} x^a_{t-2} + \varepsilon_{t+1}$
LIM 7	$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + u_{t+1};\ con\ u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$

Fuente: Elaboración propia a partir de Ota [2002]

Los dos primeros modelos son estimados para contrastar el modelo de Ohlson [1995]. Dada la dificultad de observar la variable "otra información", en el primero de ellos se supone que $v_t = 0$, omitiéndola del modelo, mientras que en el segundo se permite la inclusión de un intercepto que evite una mala especificación del mismo por la omisión de dicha variable.

Los LIMs 3 y 4 se estiman para comprobar el efecto de una contabilidad conservadora sobre los resultados anormales de acuerdo al trabajo de Feltham y Ohlson [1995]. Al igual que en el caso anterior, también se supone que la "otra información" que afecta al resultado anormal futuro, v_{1t}, es cero, ignorándola del modelo, o se incorpora en el LIM a través de un intercepto.

Ota [2002] también considera la posibilidad de que el proceso real de resultados anormales futuros pueda ser autoregresivo, pero de orden superior a uno. Es decir, es posible que el resultado anormal del próximo periodo esté afectado no sólo por el resultado anormal actual sino también por resultados anormales anteriores. Debido a esto, considera los LIMs 5 y 6, en el que el resultado anormal sigue un proceso autoregresivo de segundo y tercer orden, omitiendo en ambos la variable "otra información" y el efecto del conservadurismo contable.

Ahora bien, su principal aportación viene representada a través del LIM 7, ya que utiliza el método de estimación de mínimos cuadrados generalizados en las empresas de la muestra en las que se detecta el problema de correlación serial en los errores, medido a través del test alternativo de Darwin. Es decir, si se omite la "otra información" del LIM de Ohlson [1995], y esta "otra información" sigue un proceso AR(1) con un parámetro comprendido entre $0 \leq \gamma < 1$, esta omisión sería absorbida por el término de error. Esto provocaría que los errores también estuvieran autocorrelacionados, por lo que seguirían el siguiente proceso: $u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$

De esta forma, Ota [2002] contrasta la hipótesis nula de que no existe correlación serial en los errores ($\rho = 0$) frente a la hipótesis alternativa de existencia de correlación serial positiva en los mismos ($\rho > 0$). Así, si la hipótesis nula no es rechazada se estima el parámetro de persistencia de los resultados anormales mediante la siguiente regresión: $x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \varepsilon_{t+1}$ (LIM1). Sin embargo, si existe correlación serial positiva en los errores, esto es,

se rechaza la hipótesis nula, entonces la información seguiría el siguiente proceso: $x_{t+1}^{a} = \omega_{11} x_t^a + u_{t+1}$; $con\ u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$. La estimación de este sistema de ecuaciones requiere, como se indicó más arriba, el empleo del método de mínimos cuadrados generalizados.

La estimación de los LIMs se realiza durante los periodos 1991 a 1998, aprovechando la información de la serie temporal de resultados anormales desde 1964 hasta el año considerado. Es decir, para cada empresa se estima cada LIM 8 veces, con datos de los periodos 1964-1991, 1964-1992,... y hasta 1964-1998. Los resultados obtenidos por Ota [2002] son similares a los en Dechow, Hutton y Sloan[1999]. Así, la evidencia empírica señala que:

- El coeficiente de persistencia medio del resultado anormal presenta valores similares a los de la literatura previa, en torno a 0,58 y 0,73.
- Al igual que en Dechow, Hutton y Sloan [1999] el conservadurismo contable medio presenta valores negativos, en contra de lo establecido en Feltham y Ohlson [1995], aunque no es estadísticamente significativo. Además, la aplicación de los modelos de Feltham y Ohlson [1995] apenas mejoran los resultados obtenidos con los LIMs de Ohlson [1995], por lo que Ota [2002] no vuelve a tener en cuenta el conservadurismo contable.
- La consideración de retardos posteriores a uno no parece mejorar el ajuste empírico de los modelos. De hecho, sólo el coeficiente sobre el primer retardo, ω_{11}, es estadísticamente significativo. Resultados idénticos obtiene Callen y Morel [2001, p. 198] para el mercado estadounidense al comparar la estructura AR(1) del LIM de Ohlson [1995] con una estructura AR(2), pues "*una estructura AR(2) proporciona una especificación mucho más pobre de la dinámica de los resultados anormales en comparación con la dinámica de un AR(1)*". Concretamente, en el AR(1) la persistencia del resultado anormal es positiva y significativa en todas las empresas (con un valor medio de 0,462), mientras que en el AR(2) los coeficientes de persistencia no son significativos e incluso alcanzan valores negativos en algunos casos.
- Considerar la "otra información" en el intercepto de las regresiones no aporta demasiado a los modelos, ya que no resulta estadísticamente significativo. Sin embargo, el análisis sí parece indicar que el ajuste por la correlación serial en los errores debido a la omisión de la "otra información",

LIM 7, produce una ligera mejora en los resultados, que se traducen en un incremento del R^2 ajustado y en la eliminación de la correlación serial de los errores. De esta forma, esta última especificación parece captar mejor la evolución de los resultados anormales futuros.

En definitiva, las conclusiones obtenidas por Ota [2002] en el mercado japonés son muy similares a las de Dechow, Hutton y Sloan [1999], a pesar de la diferente metodología empleada. Si bien Ota [2002] no centra sus esfuerzos en identificar la "otra información", debemos destacar su esfuerzo por evitar los efectos de omitirla en los modelos. No obstante, entre las limitaciones más importantes de su trabajo debemos destacar la existencia de un fuerte sesgo de supervivencia en la muestra, ya que sólo las empresas con más de 27 años de datos consecutivos son incluidas en el estudio.

Para terminar con este subapartado, la tabla 2.3 resume los principales resultados de las estimaciones de los coeficientes del LIM de los trabajos que hemos revisado en este vínculo predictivo del modelo de Ohlson [1995], todos ellos dentro de los intervalos supuestos por el modelo teórico de este autor.

Tabla 2.3 Resultados de las estimaciones de los coeficientes del LIM del modelo de Ohlson [1995]

ω_{10}: intercepto de la primera ecuación del LIM; ω_{11}: persistencia del resultado anormal; γ_{10}: intercepto de la segunda ecuación del LIM; γ_1: Persistencia de la "otra información"

Cuando un trabajo ignora por completo la variable asociada a uno de estos coeficientes, se señala con un guión (-).

TRABAJO	ω_{10}	ω_{11}	γ_{10}	γ_1
Intervalos teóricos Ohlson [1995]	-	$0 \leq \omega_{11} \leq 1$	-	$0 \leq \gamma_1 \leq 1$
Dechow, Hutton y Sloan [1999]	-0,02* (pero se ignora)	0,62*	0,01* (pero se ignora)	0,32*
McCrae y Nilsson [2001]	-0,012* (pero se ignora)	0,523*	0,024* (pero se ignora)	0,436*
Choi, O'Hanlon y Pope [2001]	Entre -0,009* y 0,008*	Entre 0,58* y 0,61*	Entre 0,024 y 0,026	Entre 0,59 y 0,60
Ota [2002]	12,9	Entre 0,52* y 0,73*	-	-
Callen y Morel [2001]	-0,239*	0,462*	-	-

Fuente: Elaboración propia ***Significativo al 5%**

2.2.1.2. Vínculo valorativo: Cálculo de valores intrínsecos y explicación de los precios de mercado

Una vez estimados los parámetros del modelo LIM, el vínculo valorativo está bien especificado a través del modelo del resultado anormal, por lo que se pueden obtener los valores intrínsecos de las empresas a través de su función de valoración. Recordemos que, a partir del LIM de Ohlson [1995] y del RIV, se llega a la siguiente función de valoración, expresión (6):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t$$

siendo: $\alpha_1 = \dfrac{\omega}{1+r-\omega}$; $\alpha_2 = \dfrac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$

De nuevo, debemos destacar el trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999], que considera tanto modelos que tienen en cuenta la variable "otra información" como aquellos que la ignoran, y modelos con parámetros de persistencia iguales a los estimados en el análisis previo que realizan (vínculo predictivo)[11] o iguales a sus valores extremos de 0 y 1. El coste de capital utilizado es constante e igual al 12% para todas las empresas y todos los años.

Una vez conocidos los valores intrínsecos de acuerdo a la función de valoración anterior (6), los autores calculan el sesgo y la precisión de la función de valoración de cada modelo a través de los errores de valoración, comparando el precio observado en el mercado con el valor intrínseco obtenido. Como puede observarse en la tabla 2.4, los resultados muestran grandes errores positivos en todos los modelos, de manera que los valores intrínsecos calculados infravaloran los precios de mercado entre un 23% y un 38% como media. No obstante, la infravaloración es inferior en los modelos que tienen en cuenta la "otra información" (entre el 23% y 28%) frente a los que la ignoran (entre el 29% y el 38%), lo que confirma la superioridad de las predicciones de los resultados anormales futuros realizada por los analistas.

Sin embargo, dentro de los modelos que incluyen la "otra información" el de menor error, tanto en sesgo como en precisión, es el que toma unos valores

[11] Concretamente, para el periodo en su conjunto, recordemos que en el vínculo predictivo, los resultados de las regresiones (15) y (18) daban un factor de persistencia de los resultados anormales de 0,62 y un factor de persistencia de la "otra información" de 0,32

de persistencia extremos (ω=1 y γ=0) o (ω=0 y γ=1). Recordemos que este modelo no tiene en cuenta la información contenida en el patrimonio contable, por lo que los autores creen que, dado que el patrimonio contable debe contener información adicional sobre el resultado anormal a largo plazo, es posible que los precios de mercado no reflejen las expectativas racionales de los resultados anormales futuros. Tras este modelo los que presentan menores errores son los que utilizan los valores de la persistencia calculados mediante las regresiones (15) y (18).

Tabla 2.4 Habilidad predictiva para la predicción del resultado anormal y para la explicación del precio de mercado de distintas especificaciones del modelo de Ohlson [1995]

EPM: Error de predicción medio; EPMA: Error de predicción absoluto medio. El error de predicción se calcula comparando el resultado anormal realizado en t+1 y el precio de mercado observado en t con el valor esperado en t del resultado anormal para t+1 y el valor intrínseco proporcionado por cada modelo en cada periodo t, respectivamente. Este error se deflacta en ambos casos utilizando el precio de mercado de las acciones en el periodo t.

El valor esperado del resultado anormal se calcula mediante la expresión $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega x_t^a$ en los casos en que se ignora la "otra información", y mediante la expresión $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = f_t^{a,t+1}$ en los casos en que se considera la "otra información". Los valores intrínsecos se obtienen en cada periodo t mediante la expresión (6): $V_t = bv_t + \frac{\omega}{1+r-\omega}x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}v_t$; donde r=12% y los valores de los parámetros ω y γ se obtienen de sus valores extremos o sus valores estimados en las regresiones que incorporan toda la información hasta el año t.

	Error en la predicción del resultado anormal		Error en la explicación de los precios de mercado	
	EPM	**EPMA**	**EPM**	**EPMA**
Se ignora la "otra información" (v_t=0)				
ω=0	-0,029	0,087	0,291	0,461
ω=1	0,006	0,081	0,378	0,519
ω estimado en la regresión (15)	-0,008	0,077	0,320	0,461
ω estimado en la regresión (16)	-0,006	0,076	0,326	0,465
Se incorpora la "otra información"				
(ω=0, γ=0)	-0,032	0,052	0,285	0,445
(ω=1, γ=0) y (ω=0, γ=1)	-0,032	0,052	0,227	0,402
(ω estimado en la regresión (15), γ=0)	-0,032	0,052	0,278	0,427
(ω estimado en la regresión (15), γ estimado en la regresión (18))	-0,032	0,052	0,259	0,419

Fuente: Elaboración propia a partir de Dechow, Hutton y Sloan [1999]

Por otro lado, Dechow, Hutton y Sloan [1999] tratan de observar la correspondencia existente entre los valores intrínsecos obtenidos con el modelo de Ohlson [1995] y los precios de mercado. Para ello, comparan los valores de los coeficientes obtenidos en la función de valoración (7), con los obtenidos en una regresión con datos históricos en corte transversal de los precios de mercado sobre el patrimonio y el resultado contable. Es decir, comparan los coeficientes implícitos por los valores estimados de ω y γ en la función de valoración (7), que no tiene en cuenta datos de mercado:

$$V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right) bv_t + \alpha_2 v_t$$

donde: $k = \dfrac{r \cdot \omega}{\left(1 + r - \omega\right)}$; $\varphi = \dfrac{1+\mathrm{r}}{\mathrm{r}}$; $\alpha_2 = \dfrac{1+\mathrm{r}}{\left(1+\mathrm{r}-\omega\right)\left(1+\mathrm{r}-\gamma\right)}$

con los coeficientes β_1, β_2 y β_3 obtenidos en la regresión con datos históricos de:

$$P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t^{t+1} + e_t$$

donde:

P_t: precio de mercado de la acción en el período t

bv_t : patrimonio contable al final del periodo t

x_t : resultado antes de partidas extraordinarias del periodo t

f_t^{t+1}: predicción por parte de los analistas del resultado para al año t+1

El resumen de los resultados se muestra en la tabla 2.5, donde los autores observan que los precios ponderan el patrimonio contable por debajo de sus valores teóricos, mientras que el peso sobre el resultado es mayor de lo esperado, ya sea a través del resultado contable o de las predicciones de los analistas. Destaca el contenido informativo incremental de las predicciones de los analistas, ya que cuando son tenidas en cuenta consiguen un aumento considerable del poder explicativo de la regresión, asumiendo la relevancia valorativa antes atribuida al resultado contable. Los autores interpretan estos resultados o bien como una mala especificación del modelo de Ohlson [1995], o bien como que los inversores no reflejan expectativas racionales al sobreestimar la persistencia de los resultados anormales.

Tabla 2.5 Comparación de los coeficientes de valoración obtenidos en la regresión $P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t^{t+1}$, con los implícitos por los parámetros del LIM $V_t = k(\varphi x_t - d_t) + (1-k)bv_t + \alpha_2 v_t$

Coeficientes	β_1	β_2	β_3	R^2
Ignorando la variable "otra información":				
Implícito	0,85	1,39		
Regresión	0,40	3,88		0,40
Con variable "otra información" basada en predicción analistas: $v_t = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega x_t^a$				
Implícito	0,72	-0,55	2,80	
Regresión	0,24	0,05	5,79	0,69

Fuente: Elaboración propia a partir de Dechow, Hutton, Sloan [1999]

En la segunda parte del estudio los autores muestran la capacidad explicativa de los precios de mercado de cada uno de los ocho modelos. Los resultados no son muy favorables para el LIM de Ohlson [1995], ya que los modelos infravaloran de manera sistemática los precios de mercado. A su vez, un modelo ingenuo (*naïve*) en el que el valor intrínseco es simplemente la capitalización a perpetuidad de la predicción de beneficios de los analistas (esto es, ω=1 y γ=0, o ω=0 y γ=1) es el que presenta menor sesgo en la captación de los precios de mercado.

El último paso en el trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999] consiste en contrastar si los precios tienden a su valor intrínseco, lo que revelaría una ineficiencia del mercado, aunque fuera de carácter temporal. Es decir, como se muestra en la tabla 2.4, los resultados obtenidos muestran algunas inconsistencias entre la predicción del resultado anormal a través del LIM y la predicción de los precios de mercado. Así, algunos modelos que predicen mejor que otros los resultados anormales futuros, como el que utiliza la estimación de ω condicionada a sus cinco determinantes (expresión (16)), obtienen los peores resultados en cuanto a explicación los precios de mercado. A su vez, la comparación de los coeficientes implícitos en cada modelo y los obtenidos en una regresión de mercado también apunta a la existencia de diferencias entre las expectativas de los resultados anormales futuros predicha por los modelos y las expectativas de mercado (véase tabla 2.5).

Por ello, estos autores tratan de ver si, tal como indica el análisis fundamental, los precios observados en el mercado revierten hacia los valores fundamentales o intrínsecos. Si esto fuera así, supondría que los precios de mercado están incorrectamente fijados, aunque sea de manera temporal.

Para contrastar este hecho, los autores forman 10 carteras en función del ratio valor intrínseco / precio de mercado (V/P), según los distintos valores intrínsecos calculados por cada especificación de los modelos revisados anteriormente. Es decir, considerando o no la variable "otra información", y tomando los valores estimados de ω y γ, o sus valores extremos de 0 y 1. Los resultados más importantes obtenidos en este análisis son los siguientes:

- En todos los modelos, las carteras con un valor bajo del ratio (precios sobrevalorados en relación a su valor intrínseco) consiguen rentabilidades de mercado a un año inferiores a las de la cartera con un valor alto del ratio (precios infravalorados), un 14-15% frente a un 22-23%. Este es el resultado esperado si realmente los precios de mercado revierten hacia los valores intrínsecos.

- Los modelos que ignoran la variable "otra información" predicen mejor las rentabilidades de mercado futuras que los que tienen en cuenta esta variable en aproximadamente un 2%. El modelo que mejor explicaba los precios de mercado, el de resultados anormales permanentes o recorrido aleatorio (ω=1, γ=0), es el que peor predice la rentabilidad de mercado futura. Esto es consistente con el hecho de que los inversores incorporan en los precios las predicciones de los analistas de manera ingenua.

- El modelo que consigue mayor diferencia entre las rentabilidades de la primera y de la última cartera, 13,6% frente a 23,5%, es el que utiliza la estimación de ω a partir de sus 5 variables determinantes, expresión (16). Para los autores, este resultado explicaría sus buenos resultados en la predicción de los resultados anormales pero sus malos resultados en la explicación de los precios de mercado, ya que los precios no incorporarían correctamente las expectativas sobre los resultados anormales futuros.

En definitiva, en esta última parte del estudio se muestra la posibilidad de conseguir rentabilidades superiores aprovechando desajustes temporales en los precios de mercado, de manera que en el tiempo los precios de mercado

tenderían a los valores intrínsecos calculados a partir de Ohlson [1995]. No obstante, las diferencias de rentabilidades encontradas no son significativas desde un punto de vista estadístico.

La réplica en el mercado sueco de McCrae y Nilsson [2001] aporta evidencia similar a la presentada por Dechow, Hutton y Sloan [1999]. Así, los resultados sugieren que la "otra información" es importante en la modelización de la asociación entre información contable y precios de mercado, si bien sigue produciéndose un sesgo de infravaloración del valor del orden del 29%, algo superior que en Estados Unidos. A su vez, la formación de carteras en función del ratio V/P aporta, de nuevo, resultados similares, de forma que en los valores calculados con la inclusión de "otra información" obtienen rentabilidades positivas superiores en las carteras con ratio V/P alto. Esto estaría indicando la incorporación ingenua (*naïve*) de las predicciones de los analistas, puesto que esta información no está completamente reflejada en los precios de mercado.

Diversos autores han analizado el planteamiento del trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999] (y, por ende, de McCrae y Nilsson [2001]), y como consecuencia de ello se han expuesto una serie de limitaciones a su estudio del vínculo valorativo, entre las que podemos destacar las siguientes:

- La utilización de deflactores en las regresiones del LIM, sin realizar los oportunos ajustes, ya que el deflactor entraría en la dinámica de la información. Es decir, como ya vimos en los inconvenientes del trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999] en cuanto al vínculo predictivo, el deflactor sería una entrada en el modelo de valoración. Evidentemente, esto trae consigo un problema de circularidad, ya que se pretende estimar los precios de mercado, pero estos precios son un dato de entrada del modelo. Por otra parte, esta especificación no se corresponde con los trabajos teóricos de Ohlson [1995], y por ello, la función de valoración implícita en este LIM no se corresponde con la de este trabajo, siendo necesario ajustarla.

- Myers [1999, p. 7] considera inconsistente el intento de mejorar la estimación del parámetro ω a través de una regresión sobre sus cinco variables determinantes. El motivo de la inconsistencia se debe a que esta estimación supone un LIM distinto al general de Ohlson [1995], por lo que se debería utilizar otra función de valoración distinta a la de Ohlson [1995]. Además, al no modelizar la evolución futura de las series temporales de las

cinco variables determinantes, se está suponiendo implícitamente que son constantes, cuando no lo pueden ser, ya que cada una de ellas es función de los resultados anormales futuros, que a su vez, son función de ω y del resultado anormal actual.

- Las regresiones del LIM realizadas en el vínculo predictivo tienen en cuenta interceptos que aproximan el efecto medio de cualquier variable omitida. No obstante, estos interceptos no se tienen en cuenta para el cálculo de los valores intrínsecos, lo que puede llevar a grandes sesgos en los valores obtenidos, tal y como muestran Myers [1999, p. 7] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001]. A continuación discutimos el trabajo de estos últimos.

Como ya decíamos en el vínculo predictivo, Choi, O'Hanlon y Pope [2001] replican el trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999] ajustando la función de valoración por la inclusión de interceptos y deflactores en el LIM. Concretamente, a partir de su LIM, expresión (19), estos autores demuestran que la función de valoración que subyace al mismo es la siguiente:

$$V_t = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} v_t +$$
$$+\left(1+\frac{(1+r)\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-G)}+\frac{(1+r)\gamma_{10}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)(1+r-G)}\right) bv_t$$

Una vez estimados los valores intrínsecos conforme a esta expresión, los resultados que obtienen indican que el sesgo sistemático (infravaloración de los modelos) evidenciado en Dechow, Hutton y Sloan [1999] se elimina al tener en cuenta los interceptos, si bien este resultado es muy sensible tanto al coste de capital como a la tasa de crecimiento (G) elegida. Por otro lado, los interceptos tienen un impacto menor en la precisión de las estimaciones del valor, por lo que Choi, O'Hanlon y Pope [2001] concluyen que el procedimiento de incluir interceptos no parece mejorar la exactitud global de la estimación del valor.

Siguiendo con las limitaciones del estudio de Dechow, Hutton y Sloan [1999], en nuestra opinión creemos conveniente destacar dos aspectos adicionales que vamos a mejorar en nuestra investigación:

- Los autores comparan los coeficientes obtenidos en la regresión $P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t + \beta_3 f_t + e_t$, con los implícitos por el LIM a través de la función (7). Sin embargo, como hemos mostrado más arriba, una de las variables de esta última función son los dividendos. Al no tenerlos en cuenta en la regresión, representan una variable omitida, por lo que los errores pueden estar correlacionados, afectando a los resultados obtenidos.
- En cuanto a la predicción de las rentabilidades futuras de mercado, éstas se calculan para cada cartera en función del ratio V/P, pero no están ajustadas por riesgo. Debido a esto, las diferencias en las rentabilidades podrían deberse a diferencias de riesgo entre las carteras y no al hecho de que los precios tiendan a los valores intrínsecos.

También Ota [2002] lleva a cabo el contraste del vínculo valorativo, considerando exclusivamente modelos basados en Ohlson [1995], los LIM 1, 2 y 7 de la tabla 2.2. Así, tiene en cuenta tres modelos para calcular los valores intrínsecos. El primero de ellos utiliza el factor de persistencia del resultado anormal a través de una regresión en la que no incluye un intercepto, por lo que la función de valoración se corresponde exactamente con la de Ohlson [1995]. En el segundo modelo sí que incluye un intercepto a la hora de estimar la persistencia, ajustando Ota [2002] la función de valoración debido a la inclusión de este intercepto.

Ahora bien, como se ha señalado anteriormente, en nuestra opinión la principal aportación de Ota [2002] es considerar la función de valoración resultante del LIM ajustado por la presencia de correlación serial en los errores. Así, aunque no considera la "otra información" ya que la supone inobservable, sus esfuerzos se dirigen a mitigar los efectos de ignorarla. En el apéndice VI se obtiene la función de valoración propuesta por Ota [2002].

Con el objetivo de comparar la habilidad explicativa de los precios de mercado de cada uno de los modelos, el autor calcula los valores intrínsecos según cada uno de ellos, y regresa la siguiente ecuación en corte transversal:

$$P_t = \alpha + \beta V_t + \varepsilon_t$$

donde V_t es el valor intrínseco calculado según los distintos modelos y P_t es el precio observado en el mercado.

La tabla 2.6 resume las funciones empleadas por Ota [2002] y sus principales resultados. El modelo que incluye un intercepto presenta el menor poder explicativo de los precios, de manera que no parece que aproximar la "otra información" mediante un intercepto sea apropiado. Por otro lado, el modelo que ajusta por la correlación serial de los errores presenta mejores resultados que el primero, que no tiene en cuenta estos ajustes, pero las diferencias son pequeñas.

Tabla 2.6 Resultados del vínculo valorativo del estudio de Ota [2002]

Las dos primeras columnas muestran el LIM considerado y la función de valoración calculada a partir del mismo. La tercera columna muestra el R^2 ajustado medio obtenido en ocho regresiones anuales de $P_t = \alpha + \beta V_t + \varepsilon_t$, siendo V_t los valores intrínsecos obtenidos por cada función de valoración en el periodo 1991-1998. Las columnas cuarta a sexta muestran la rentabilidad a 10, 25 y 50 meses de la estrategia basada en el ratio V/P, consistente en comprar las acciones infravaloradas y en vender aquellas sobrevaloradas.

LIM	Función Valoración	R^2	R_{10}	R_{25}	R_{50}
$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + \varepsilon_{1t+1}$	$V_t = bv_t + \dfrac{\omega_{11} x^a_t}{(1+r-\omega_{11})}$	0,48	2,3%	7,4%	13%
$x^a_{t+1} = \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \varepsilon_{1t+1}$	$V_t = bv_t + \dfrac{\omega_{10}(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})} + \dfrac{\omega_{11} x^a_t}{(1+r-\omega_{11})}$	0,44	1,7%	5,5%	8,6%
$x^a_{t+1} = \omega_{11} x^a_t + u_{t+1}, con$ $u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$	$V_t = bv_t + \dfrac{\left[(\omega_{11}+\rho)(1+r) - \omega_{11}\rho\right] \cdot x^a_t}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11}+\rho) + \omega_{11}\rho} - \dfrac{\omega_{11}\rho(1+r)}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11}+\rho) + \omega_{11}\rho} x^a_{t-1}$	0,49	3,4%	9,4%	17,6%

Fuente: Elaboración propia a partir de Ota [2002]

Por último, Ota [2002] analiza la habilidad de predecir las rentabilidades futuras con los modelos considerados. Para este autor, los mediocres resultados obtenidos en cuanto a explicación de los precios sólo pueden deberse a dos motivos: o bien el LIM de Ohlson [1995] está mal especificado, o bien los precios de mercado no reflejan el verdadero valor de la empresa. Para investigar sobre esta segunda explicación, Ota [2002] analiza la habilidad predictiva de las rentabilidades de mercado de cada modelo en un período de hasta 50 meses, formando 5 carteras en función del valor del ratio V/P.

La estrategia de comprar las acciones con ratio V/P alto (infravaloradas) y vender las de ratio V/P bajo (sobrevaloradas) indica que el ratio construido a partir del modelo que ajusta por la correlación serial de los errores consigue

mayores rentabilidades futuras. En opinión de Ota [2002] esto parece mostrar que, aunque la "otra información" no puede aproximarse mediante un intercepto en las regresiones, ajustar las ecuaciones por la correlación provocada al ignorarla mejora la aplicación empírica del modelo de Ohlson [1995].

Como principal limitación de este análisis de Ota [2002], de nuevo debemos indicar que las rentabilidades calculadas no están ajustadas por riesgo, por lo que realmente no sabemos si las diferencias de rentabilidades entre las carteras se deben a diferencias de riesgo. A su vez, la significatividad estadística de este último apartado no es robusta, ya que simplemente se muestran las rentabilidades, pero no ser realiza ningún contraste específico de las mismas. Por último, queremos destacar que la conclusión final que puede derivarse del estudio apoya la visión de que el LIM de Ohlson [1995] parece poseer la habilidad de captar el valor intrínseco de las empresas, si bien este valor no está completamente reflejado en los precios de mercado. Por ello, el análisis realizado supondría el incumplimiento de la hipótesis de eficiencia del mercado en su forma semifuerte.

Finalmente, vamos a referirnos al reciente trabajo de Callen y Morel [2001], que trata de evaluar la habilidad del modelo de Ohlson [1995] para predecir los precios de mercado bajo el supuesto de que el LIM sigue un proceso AR (1) o un proceso AR (2). Estos autores recalculan las funciones de valoración al LIM empleado, de manera que demuestran que el LIM: $x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^{a} + \varepsilon_{1t+1}$, da lugar a la función de valoración:

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{10}\left(1+r\right)}{r\left(1+r-\omega_{11}\right)} + \frac{\omega_{11} x_t^{a}}{\left(1+r-\omega_{11}\right)};$$

mientras que el LIM del AR (2): $x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^{a} + \omega_{21} x_{t-1}^{a} + \varepsilon_{1t+1}$, da lugar a la siguiente función de valoración:

$$V_t = bv_t + \frac{(1+r)^2 \omega_{10}}{r\left[\left(1+r\right)^2 - \omega_{11}\left(1+r\right) - \omega_{21}\right]} + \frac{(1+r)\omega_{21}}{\left(1+r\right)^2 - \omega_{11}\left(1+r\right) - \omega_{21}} x_t^{a} +$$

$$+ \frac{(1+r)\omega_{11} + \omega_{21}}{\left(1+r\right)^2 - \omega_{11}\left(1+r\right) - \omega_{21}} x_{t-1}^{a}$$

Calculando los valores intrínsecos mediante estas dos funciones, donde los parámetros ω_{ij} son los estimados en serie temporal para cada empresa mediante la estimación del LIM (vínculo predictivo) [12], obtienen evidencia de una infravaloración severa de los valores de mercado para el año 1996 tanto para el modelo basado en el AR(1) como en el AR (2). En valores medios, el ratio V/P presenta valores entre un 30% y un 50%, incluso menores que el ratio bv/P que presenta ratios entre el 50% y el 60%. Por ello, Callen y Morel [2001] concluyen que el modelo de Ohlson [1995] no consigue mejores estimaciones del valor que el patrimonio contable por sí sólo. Además, la versión AR (2) del modelo no consigue mejores resultados, por lo que "*podría ser que la verdadera dinámica no sea ni un AR (1) ni un AR (2), sino un proceso estocástico alternativo*" (Callen y Morel [2001, p. 200]).

En nuestra opinión este estudio de Callen y Morel [2001] presenta una seria limitación: se ignora por completo la existencia de "otra información", la cual se aproxima mediante una constante. Esta limitación se agrava por el hecho de que para más del 50% de las empresas este intercepto alcanza valores negativos, siendo la media en el caso del AR (1) de 0,239. Este intercepto entra en la dinámica de la información y en la función de valoración a través de la expresión: $\frac{\omega_{10}\left(1+r\right)}{r\left(1+r-\omega_{11}\right)}$. Si tomamos los valores medios que obtienen en la estimación de los parámetros en el AR (1) (ω_{10}=-0,239; ω_{11}=0,462), y por ejemplo un coste de capital del 15% (los autores no detallan los valores que utilizan del coste de capital), esta expresión toma un valor medio de -2,66. En el caso del AR (2) la situación se agrava, puesto que tanto la constante como la persistencia presentan valores medios negativos. Teniendo en cuenta que todas las variables están deflactadas por el activo total a principios del periodo, comenzar la valoración con un lastre negativo de más de dos veces el activo supone restar un valor muy alto, siendo un aspecto meramente econométrico. Es decir, como mostramos en la parte empírica de la tesis, se le da incluso más importancia en la valoración a un intercepto resultante de una regresión, que a las propias variables contables. De ahí, que, en nuestra opinión las afirmaciones de estos autores son un tanto desproporcionadas, no en cuanto a la validez del

[12] En el LIM del AR (1) obtienen los siguientes valores medios: ω_{10}=-0,239 y ω_{11}=0,462. En el LIM del AR (2) obtienen los siguientes valores medios: ω_{10}=-0,043; ω_{11}=-0,295 y ω_{21}=0,805.

modelo de Ohlson [1995], cuestión que tratamos posteriormente en esta tesis, pero sí en cuanto a la afirmación de que incluso tomando $V_t = bv_t$ se obtienen mejores resultados que con Ohlson [1995].

2.2.2. Aplicaciones empíricas de Feltham y Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1996]

En este apartado se va a proceder a revisar los estudios, que a diferencia de los que han tomado como base el modelo de Ohlson [1995], han tenido en cuenta la posibilidad de que existan activos valorados bajo principios contables conservadores. Concretamente, analizamos con detalle el trabajo de Myers [1999], que contrasta la estructura del LIM y calcula valores intrínsecos de las empresas; y los trabajos de Stober [1996], Ahmed, Morton y Schaefer [2000] y Bauman [1999], que contrastan la estructura del LIM pero no calculan valores intrínsecos, ya que directamente toman los precios observados en el mercado. Al igual que en el apartado anterior, vamos a distinguir en los trabajos los llamados vínculos predictivo y valorativo.

2.2.2.1. Vínculo predictivo: Contrastación de la estructura del LIM

Stober [1996] documenta la necesidad de tener en cuenta el conservadurismo contable, utilizando el enfoque de Feltham y Ohlson [1995], al comprobar que en el periodo 1964-1993 el ratio P_t / bv_t (precio - patrimonio contable) presenta de forma sistemática valores superiores a 1, salvo entre los años 1973-1979 en los que dicho ratio toma valores ligeramente inferiores a uno. De esta forma, este autor representa el primer intento por considerar el LIM de Feltham y Ohlson [1995], expresión (12):

$$
\begin{aligned}
ox^a_{t+1} &= \omega_{11} ox^a_t + \omega_{12} oa_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
oa_{t+1} &= \omega_{22} oa_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
\end{aligned}
$$

Concretamente, su trabajo tiene en cuenta dos especificaciones basadas en este LIM. En primer lugar, ignora las variables que hacen referencia a la

"otra información" (v_{1t} y v_{2t}), y considera que todos los activos son operativos, es decir, $oa_t = bv_t$:

$$x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + u_{1t+1}$$
$$bv_{t+1} = \omega_{22} bv_t + u_{2t+1}$$

En segundo lugar, aunque continúa ignorando "la otra información", sí tiene en cuenta la división del patrimonio contable en activos operativos y activos financieros, de manera que sólo los primeros ayudan a predecir los resultados anormales[13]:

$$x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} oa_t + u_{1t+1}$$
$$oa_{t+1} = \omega_{22} oa_t + u_{2t+1}$$

Como ya hemos indicado, la metodología en corte transversal utilizada por Dechow, Hutton y Sloan [1999], conlleva que los parámetros del LIM son constantes entre las empresas en cada uno de los años. Stober [1996] intenta salvar esta limitación estimando cada ecuación del LIM mediante una serie temporal para cada una de las empresas.

Los resultados indican que no todos los parámetros estimados caen dentro de los límites previstos. Así, por un lado, se confirma el supuesto del modelo en cuanto al valor de la persistencia del resultado anormal, ya que la mediana de dicho parámetro es cercana a 0,40 en los dos casos considerados y en torno al 95% de la muestra presenta un valor inferior a uno, que es el límite superior. Sin embargo, más del 50% de la muestra presenta un parámetro de crecimiento del patrimonio contable o de los activos operativos inferior a uno, que es el límite inferior supuesto por Feltham y Ohlson [1995]. Además, el parámetro de conservadurismo, ω_{12}, es negativo para el 75% de la muestra, lo que estaría indicando la existencia de una contabilidad agresiva. Este resultado es inconsistente con el modelo de Feltham y Ohlson [1995], pero idéntico al obtenido en los estudios empíricos que revisamos en este subapartado.

[13] Debemos señalar, como ya hicimos en el primer capítulo, que en el ámbito del modelo de Feltham y Ohlson [1995] el resultado anormal operativo coincide con el resultado anormal ($x_t^a = ox_t^a$), ya que el resultado anormal financiero es cero

Stober [1996] justifica estos resultados por la limitación de regresiones con apenas 15 años de datos temporales, y por el hecho de que el patrimonio contable, o los activos operativos, entra en el análisis en ambos lados de la ecuación: en la variable dependiente, como parte del resultado anormal, y como una de las variables explicativas de los futuros resultados anormales. Para este autor, esto podría provocar que la estimación del parámetro ω_{12} fuera sesgada.

Por su parte, Bauman [1999] trata de examinar la eficacia del parámetro de conservadurismo (ω_{12}) de Feltham y Ohlson [1995] para captar el conservadurismo contable. Para ello, obtiene en el periodo 1980-1994 los parámetros del LIM mediante las siguientes regresiones, en serie temporal para cada una de las empresas de la muestra:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_{t}^{a} + \omega_{12} oa_{t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$oa_{t+1} = \omega_{20} + \omega_{22} oa_{t} + \varepsilon_{2t+1}$$

Debemos señalar que este LIM se corresponde con el de Feltham y Ohlson [1995], donde las variables referidas a la "otra información" se aproximan mediante interceptos que captan el efecto medio de las mismas.

Los resultados de estas regresiones muestran un parámetro de persistencia medio dentro de su intervalo teórico de 0 y 1 (ω_{11} =0,223). Sin embargo, el parámetro de crecimiento medio de los activos operativos es inferior a su extremo inferior de 1 (ω_{22} =0,911), y el conservadurismo presenta un valor negativo (ω_{12} =-0,052), de igual signo que el obtenido por la literatura empírica, pero inconsistente con el modelo teórico de Feltham y Ohlson [1995].

Otro de los trabajos que contrastan la estructura de los LIM de Feltham-Ohlson es el de Myers [1999]. La metodología empleada por este autor en su investigación es la de series temporales, de manera que se analizan los distintos aspectos de cada modelo considerando empresa a empresa, en lugar de todas ellas en su conjunto. Los datos necesarios para llevar a cabo el estudio provienen de series de entre 15 y 22 años dentro del periodo 1975-1996. Myers [1999] tiene en cuenta hasta cuatro especificaciones distintas de los modelos de Feltham-Ohlson para contrastar la estructura del LIM.

En primer lugar, considera una contabilidad insesgada, esto es $\omega_{12}=0$, por lo que el LIM se corresponde con el de Ohlson [1995]. Sin embargo, ignora la variable "otra información" porque no es observable, pero incluye un intercepto para recoger el efecto de variables omitidas. En definitiva, realiza la siguiente regresión empresa por empresa con el objetivo de analizar el valor del factor de persistencia del resultado anormal:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_{t}^{a} + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{[LIM1]}$$

Sus resultados indican que el valor mediano de todos los factores de persistencias calculados es de 0,234; por lo que está dentro de los límites establecidos por el modelo, pero es bastante inferior al obtenido por otros estudios[14]. Por otro lado, al incorporar retardos anteriores Myers [1999] llega a la misma conclusión que Dechow, Hutton y Sloan [1999]: la media de los coeficientes de los retardos anteriores a uno es cercana a cero y no son estadísticamente significativos. Por tanto, la estructura autoregresiva de Ohlson [1995] parece ser correcta desde un punto de vista empírico.

El segundo de los modelos considera el LIM de Feltham y Ohlson [1995], si bien considera que todos los activos son operativos. Además, aunque se ignoran las variables que hacen referencia a la "otra información", se incluye una constante en la primera de las ecuaciones que pueda recoger el efecto de información omitida en el modelo. En definitiva, se utiliza el siguiente LIM:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{10} + \omega_{11} x_{t}^{a} + \omega_{12} bv_{t} + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \qquad\qquad\qquad\quad \omega_{22} bv_{t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \quad \text{[LIM2]}$$

En este modelo se trata de analizar no solo el factor de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, sino también si el parámetro de conservadurismo ω_{12} recoge apropiadamente los efectos de una contabilidad conservadora sobre el resultado anormal futuro, y si el crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores extremos [1, 1+r].

[14] A parte de las persistencias mostradas en la tabla 2.3, que presentaban valores superiores a 0,46 en todos los casos, Stober [1996] obtiene una persistencia de 0,395.

Los resultados no están en consonancia con los límites teóricos establecidos por Feltham y Ohlson [1995], ya que la mediana de la persistencia del resultado anormal es tan sólo de 0,036; mientras que más del 60% de los factores de conservadurismo son negativos. De esta forma, si la contabilidad se rige por principios contables conservadores este LIM no describe adecuadamente su efecto sobre el resultado anormal. Por último, el crecimiento mediano del patrimonio contable sí está dentro los límites establecidos, siendo su valor de 1,061.

El tercero de los modelos está basado en Feltham y Ohlson [1996]. Sin embargo, Myers [1999, p. 10] modifica las ecuaciones de este último trabajo, ignorando las variables de la "otra información", y quedándose exclusivamente con el modelo resultante de añadir al LIM2 la variable ci_t, que representa las inversiones del periodo en activos. En definitiva, emplea el siguiente LIM3:

$$\begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \omega_{13} ci_t + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22} bv_t + \omega_{23} ci_t + \varepsilon_{2t+1} \qquad \text{[LIM3]} \\ ci_{t+1} &= \omega_{33} ci_t + \varepsilon_{3t+1} \end{aligned}$$

Para Myers [1999], la lógica de este LIM indica que los efectos del conservadurismo son más complejos de lo que puede captar simplemente el parámetro ω_{12}, ya que el conservadurismo contable puede afectar tanto al resultado como al patrimonio contable. El efecto sobre el patrimonio contable produciría una sobrevaloración del resultado anormal, ya que la carga por el capital empleado sería menor. Sin embargo, el efecto sobre el resultado es una infravaloración del resultado anormal producido por un conservadurismo que imputa como gasto del ejercicio inversiones que deberían ser capitalizadas, o que amortiza sus activos mediante métodos acelerados.

En este LIM, las hipótesis que trata de contrastar el autor se refieren a si los valores estimados de los parámetros están dentro de sus intervalos previstos; esto es, si el factor de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre cero y uno; si el parámetro de conservadurismo, ω_{12}, es positivo; y si el coeficiente ω_{13}, que trata de captar el efecto del conservadurismo sobre el resultado, presenta un signo negativo[15].

[15] Myers [1999, p. 11] explica que al ser la contabilidad conservadora la depreciación económica de los activos es superior a la contable, corrigiendo a la baja los resultados anormales.

Los resultados empíricos de esta especificación muestran de nuevo un parámetro de persistencia del resultado anormal dentro de los límites, pero inferior al de otros estudios, siendo su mediana de 0,167. A su vez, esta especificación no cumple las restricciones impuestas por la dinámica de la información: el parámetro de conservadurismo es negativo para más del 60% de la muestra, y el parámetro ω_{13}, aunque su mediana es negativa, presenta un valor positivo para más del 40% de la muestra.

Por último, Myers [1999] incorpora la variable "otra información" a través de la acumulación de pedidos. Para él, esta variable puede ser indicativa de incrementos en el resultado anormal, ya que o bien anticipa incrementos en la demanda o bien representa el cumplimientos de órdenes pasadas no llevadas a cabo por un déficit de inventarios, un déficit de la capacidad productiva de la empresa o una insuficiencia de personal. Esta segunda posibilidad, supondría un resultado anormal muy bajo de manera temporal, ya que éste aumentaría cuando se volviera al normal funcionamiento de la empresa. Así, el LIM es el de Feltham y Ohlson [1995], suponiendo que todos los activos son operativos, incluyendo la acumulación de pedidos ($bklog_t$) como subrogado de la primera variable que representa "otra información" e ignorando la segunda de las variables de la "otra información":

$$\begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \omega_{13} bk\log_t + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22} bv_t + \omega_{23} bk\log_t + \varepsilon_{2t+1} \qquad \text{[LIM4]} \\ bk\log_{t+1} &= \omega_{33} bk\log_t + \varepsilon_{3t+1} \end{aligned}$$

Los resultados de la estimación de estas ecuaciones refuerzan los resultados obtenidos en los tres modelos anteriores en cuanto al valor de los parámetros de persistencia y conservadurismo. Igualmente, se observa que la acumulación de pedidos no se traduce en un incremento en el resultado anormal del próximo periodo, ya que el valor del parámetro ω_{13} es prácticamente cero para todas las empresas de la muestra.

En definitiva, los resultados muestran importantes discordancias con los aspectos teóricos establecidos en los modelos de Feltham-Ohlson, principalmente en lo relacionado al parámetro de conservadurismo, que presenta valores sistemáticamente negativos. De igual forma, la variable "otra

información", medida a través de la acumulación de pedidos, no es una variable relevante para la predicción del resultado anormal.

Como punto fuerte de este trabajo podemos decir que representa el primer intento por contrastar los distintos modelos de Feltham-Ohlson, incorporando el efecto del conservadurismo contable y una variable "otra información" medida a través de la acumulación de pedidos. En este sentido debemos destacar su esfuerzo por tratar de explicar por qué el parámetro de conservadurismo del LIM no capta de una manera adecuada el conservadurismo contable, tal y como vemos en el próximo subapartado. También debemos destacar que el coste de capital utilizado capta tanto su componente variable en el tiempo como el distinto perfil de riesgo de cada empresa, ya que a la tasa libre de riesgo le suma el premio por el riesgo industrial según el trabajo de Fama y French [1997].

Sin embargo, como principal limitación podemos citar la posibilidad de que las series temporales de las variables no sean estacionarias en el tiempo. Igualmente, tan sólo en uno de sus modelos tiene en cuenta una de las variables de la "otra información", pues la segunda de ellas, es decir, la "otra información" relevante para predecir la evolución del patrimonio contable es totalmente ignorada en todos sus modelos.

Además, debemos ser críticos con la especificación de Myers [1999] supuestamente basada en Feltham y Ohlson [1996], ya que realmente no puede encuadrarse dentro el mismo. Una mera observación del LIM3 nos lleva a verificar que es equivalente al LIM de Feltham y Ohlson [1995] en el que la variable "otra información" relevante para predecir el resultado anormal está representada por las inversiones en activos depreciables (ci_t). Esto es así debido a que los parámetros del LIM3 dependerían del parámetro de persistencia de los flujos de caja operativos, γ, del impacto de la inversión actual en activos, κ, y del parámetro que determina la tasa de depreciación de los activos, δ. De hecho, Myers [1999, p. 10] muestra que: $\omega_{12} = \frac{(\gamma - \delta)(1 + r - \delta)}{\delta}$; y $\omega_{13} = (\delta - \gamma)\left[1 - \frac{1 + r - \delta}{\delta}\right]$, pero no tiene en cuenta estas restricciones a la hora de estimar sus modelos.

Ahmed, Morton y Schaefer [2000] intentan salvar esta última deficiencia. Para ello, en el periodo 1979-1997 estiman en serie temporal para cada empresa el verdadero LIM de Feltham y Ohlson [1996], en el que además incluyen un intercepto:

$$cr_{t+1} = \lambda + \gamma \cdot cr_t + \kappa \cdot ci_t + \varepsilon_{1t+1}$$

donde:
cr_t : flujo de tesorería operativo en el momento t
ci_t : inversiones en activos depreciables en el momento t

Posteriormente, estiman la ecuación del LIM3 de Myers [1999] pero diferenciando los activos operativos de los financieros, esto es:

$$ox^a_{t+1} = \omega_{10} + \omega_{11} ox^a_t + \omega_{12} oa_t + \omega_{13} ci_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (20)$$

donde:
ox^a_t: resultado anormal operativo del periodo (t-1,t)
oa_t: activos operativos en el momento t

Sus resultados indican un parámetro de persistencia medio de los flujos de tesorería operativos (γ) de 0,398, y un factor de persistencia medio del resultado anormal operativo (ω_{11}) de 0,467. A su vez, el parámetro de conservadurismo medio (ω_{12}) es negativo (-0,041), consistente con el signo obtenido por otras investigaciones pero inconsistente con los trabajos de Feltham-Ohlson.

Sin embargo, debemos señalar que estos autores no aprovechan las estimaciones de γ y κ obtenidas en la primera regresión para evaluar los resultados obtenidos en la estimación de los parámetros ω_{12} y ω_{13}, por lo que en nuestra opinión realmente no salvan totalmente las deficiencias de Myers [1999]. De hecho la regresión (20) y la del LIM3 de Myers [1999] son totalmente equivalentes.

Para terminar este subapartado resumimos en la tabla 2.7 las principales estimaciones de los parámetros del LIM de Feltham y Ohlson [1995]. Hemos decidido incluir las estimaciones de Dechow, Hutton y Sloan [1995] y Ota

[2002] y que vimos en la revisión del modelo de Ohlson [1995], pues aunque ambos estudios deciden abandonar la especificación de Feltham y Ohlson [1995] por sus resultados contradictorios, realmente estiman estos parámetros. Nos gustaría destacar que, como puede observarse en la tabla, sólo un trabajo ha tenido en cuenta la primera variable de la "otra información", y además con poco éxito, y ninguno, ha tratado la segunda de las variables de la "otra información", la que es relevante para predecir el patrimonio contable futuro.

Tabla 2.7 Resultados de las estimaciones de los coeficientes del LIM del modelo de Feltham y Ohlson [1995]

ω_{10}: intercepto de la primera ecuación del LIM; ω_{11}: persistencia del resultado anormal; ω_{12}: parámetro de conservadurismo contable; ω_{22}: parámetro de crecimiento del patrimonio contable; γ_{10}: intercepto de la primera ecuación de la "otra información"; γ_1: Persistencia de la primera variable de la "otra información"; γ_{20}: intercepto de la segunda ecuación de la "otra información"; γ_2: Persistencia de la segunda variable de la "otra información".*Cuando un trabajo ignora por completo la variable asociada a uno de estos coeficientes, se señala con un guión (-)* *Significativo al 5% (Stober [1996], Bauman [1999] y Myers [1999] no muestran la significatividad de los coeficientes estimados.

TRABAJO	ω_{10}	ω_{11}	ω_{12}	ω_{22}	γ_{10}	γ_1	γ_{20}	γ_2
Intervalos teóricos Feltham y Ohlson [1995]	**-**	$0 \le \omega_{11} \le 1$	**ω_{12}>0**	$0 \le \omega_{22} \le 1+r$	**-**	$0 \le \gamma_1 \le 1$	**-**	$0 \le \gamma_2 \le 1$
Dechow, Hutton y Sloan [1999]	0,02*	0,47*	-0,09*	-	-	-	-	-
Ota [2002]	445,6	0,58*	-0,03	-	-	-	-	-
Stober [1996]	-	0,395	Entre -0,014 y -0,025	Entre 0,94 y 0,95	-	-	-	-
Bauman [1999]	No se indica	0,223	-0,052	0,911	-	-	-	-
Myers [1999]	0,071	0,036	-0,005	1,061	-	0,998	-	-

Fuente: Elaboración propia

2.2.2.2. Vínculo valorativo: Cálculo de valores intrínsecos y explicación de los precios de mercado

Myers [1999] estudia el vínculo valorativo mediante el cálculo de los valores intrínsecos de las acciones de cada empresa con el objetivo de contrastar la eficacia de los distintos modelos lineales en la aproximación de las expectativas del mercado.

Para calcular los valores intrínsecos, el autor recalcula la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995], ya que al introducir una constante en el LIM, ésta pasa a formar parte de la función de valoración. Por ello, las funciones utilizadas para calcular los valores de las empresas, exclusivamente en el año 1996, son las siguientes:

- LIM1: $V_t = bv_t + \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1-\omega_{11})} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a$
- LIM2: $V_t = (1+\frac{\omega_{12}(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} bv_t + \frac{\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a$
- LIM3 y LIM4:

$$V_t = (1+\frac{\omega_{12}(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})})bv_t + \frac{\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})} + \\ + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a + \frac{(1+r)\left[\omega_{12}\omega_{23} + (1+r)\omega_{13} - \omega_{13}\omega_{22}\right]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\omega_{33})} v_{1t}$$

donde v_{1t} en el LIM3 son las inversiones en activos (ci_t) y en el LIM4 la acumulación de pedidos ($bklog_t$), y los parámetros ω_{ij} son los estimados en las regresiones del vínculo predictivo para cada una de las empresas con datos desde 1975 hasta 1996.

Una vez obtenidos los valores en el año 1996, Myers [1999] contrasta si los valores intrínsecos (V_{1996}) coinciden con los precios (P_{1996}) en promedio, esto es, si el ratio $\frac{V_{1996}}{P_{1996}} \cong 1$. Los resultados obtenidos por cada función se resumen en la tabla 2.8, en la que se aprecia como todos los modelos infravaloran los precios de mercado en el año analizado, ya que si valoraran con precisión las acciones de la empresa y los precios de mercado fueran correctos, el ratio esperado tomaría un valor cercano a uno. De esta manera, los modelos fracasan en su intento de captar todas las expectativas del mercado sobre los futuros resultados anormales, si bien los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] mejoran los resultados de Ohlson [1995], representado en el LIM1.

El modelo LIM3, que utiliza las inversiones en activos depreciables (ci_t) se acerca al valor teórico de uno. Sin embargo, hemos señalado anteriormente

que la función de esta variable en el LIM es equivalente a la de la "otra información". Por ello, en realidad el parámetro ω_{33} estaría representando la persistencia de las inversiones en activos depreciables, y no su crecimiento, por lo que su valor debería estar comprendido entre cero y uno. En nuestra opinión, como los resultados de este estudio muestran un valor de ω_{33} superior a 1 para casi el 50% de la muestra, la $E_t\left[ci_{t+\tau}\right] \xrightarrow{\tau\to\infty} \infty$ para estas empresas, lo que puede provocar la obtención de grandes valores intrínsecos que derive finalmente en un aumento ficticio de la mediana del ratio V/P.

Tabla 2.8 Valores medianos del ratio V/P

	LIM 1	LIM 2	LIM 3	LIM 4
Mediana V_{1996}/P_{1996}	0,411	0,644	0,924	0,648
Regresión $P_{1996} = \alpha + \beta V_{1996} + u_t$				
Coeficiente β	0,392	0,531	0,324	0,150
R^2	0,384	0,392	0,335	0,176

Fuente: Elaboración propia a partir de Myers [1999]

Por otro lado, para comprobar qué modelo obtiene una mayor correlación de sus valores intrínsecos con los precios de mercado, Myers [1999] regresa, en sección cruzada, el precio de mercado sobre el valor intrínseco. Los resultados nos muestran que el coeficiente sobre V_{1996} es significativamente inferior a uno, que es el valor esperado. Además, los valores intrínsecos obtenidos mediante el LIM3 no consiguen mayor correlación con los precios que los dos primeros modelos. Esto corroboraría nuestra hipótesis de que, aunque en promedio consigue obtener valores intrínsecos más altos que el resto de modelos, realmente no logra captar la variación en los precios de mercado. Por último, el ratio $\frac{bv_{1996}}{P_{1996}}$ y la regresión del precio sobre el patrimonio contable obtiene resultados muy similares a los obtenidos por los valores intrínsecos calculados, por lo que el autor concluye que "*el valor implícito no aproxima el precio mejor de lo que lo hace el patrimonio contable por sí solo*" (Myers [1999, p. 18])

Por otro lado, Myers [1999] realiza un análisis en sección cruzada similar al de Dechow, Hutton y Sloan [1999], contrastando si los coeficientes obtenidos en una regresión del precio de mercado sobre las variables relevantes son equivalentes a los implícitos por los coeficientes ω_{ij} en las funciones de valoración antes indicadas.

Los resultados son similares a los obtenidos por Dechow, Hutton y Sloan [1999], ya que indican que los precios de mercado ponderan en exceso el resultado contable, mientras que el peso del patrimonio contable es inferior al que debería tener según los coeficientes implícitos de los diferentes LIMs. Además, el LIM3, que incluye las inversiones en activos depreciables, es el que presenta mayor divergencia entre los coeficientes obtenidos y los implícitos por los parámetros del modelo, siendo el coeficiente de la regresión del precio sobre los activos depreciables positivo y significativo cuando el valor implícito por el modelo era negativo. También debemos destacar que la variable "otra información", esto es, la acumulación de pedidos, no es una variable que tiene en cuenta el mercado para fijar los precios.

Resumiendo, la principal conclusión que puede extraerse del estudio de Myers [1999] es la inconsistencia entre los resultados obtenidos y los aspectos teóricos de los modelos de Feltham-Ohlson. Así, el parámetro de conservadurismo no refleja el efecto del conservadurismo contable sobre los resultados anormales pronosticados por los modelos. A su vez, la inclusión de la variable "otra información" no produce ninguna mejora en los modelos. Por último, los modelos infravaloran de manera sistemática el valor actual de la futura corriente de resultados anormales que está implícita en los precios, por lo que los modelos examinados no captan adecuadamente aspectos del proceso de fijación de precios por el mercado.

En palabras del autor, "*esto puede ser debido a la falta de datos para estimar los parámetros en serie temporal, o a que la información contable puede ser no estacionaria debido a cambios en las tasas de crecimiento, en los procedimientos contables y en las tecnologías. Esto crea problemas para modelizar el proceso de valoración y deja mucho campo abierto al análisis fundamental*"(Myers [1999, p.26]). También es posible según Myers, que la tasa de descuento utilizada sea demasiado alta, de manera que el valor actual de las expectativas de resultados anormales ha sido infravalorado por este motivo[16].

[16] Como hemos indicado con anterioridad, Myers [1999] calcula el coste de capital sumándole a la tasa libre de riesgo un premio por riesgo calculado según Fama y French [1997]. Aunque Myers [1999] no indica el porcentaje medio de dicho premio por riesgo, una gran parte de estudios realizados en el mercado estadounidense toman un valor próximo al 6%, tasa recomendada por Kaplan y Ruback [1995], y empleada por Sougiannis y Yaekura [2000], Easton, Taylor y Shroff [2000], y Courteau, Kao y Richardson [2000] y Francis, Olsson y Oswald

En nuestra opinión, la principal aportación de Myers [1999] es ser el primer trabajo que calcula los valores intrínsecos de las empresas mediante modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] y en Feltham y Ohlson [1996]. En este sentido, debemos destacar la consistencia de sus modelos, ya que al modificar los distintos LIMs de Feltham y Ohlson [1995], ya sea por incluir una constante o cualquier otra variable, el autor recalcula las distintas funciones de valoración. Es decir, al cambiar el LIM, no se puede utilizar la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995], siendo necesario volver a calcularla, tarea que sí realiza Myers [1999].

Sin embargo, este punto fuerte también es la principal debilidad del trabajo de Myers [1999], ya que, como más adelante evidenciamos, las funciones de valoración correspondientes a los cuatro LIMs no están correctamente especificadas. El coeficiente sobre ω_{10} en la función de valoración del LIM1 al LIM4 utilizado por Myers [1999] y que antes hemos indicado es, respectivamente: $\frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1-\omega_{11})}$, $\frac{\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})}$, $\frac{\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})}$,y $\frac{\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})}$. Sin embargo, como demostramos en el capítulo tercero de esta tesis, expresiones [M3] y [M8], el coeficiente que realmente debería haber utilizado Myers [1999] en los cuatro casos es $\frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})}$.

Por otro lado, al realizar el estudio mediante las series temporales individuales de cada empresa, Myers [1999] sólo es capaz de calcular los valores intrínsecos y compararlos con los precios de mercado en el último año del periodo muestral, esto es, 1996, ya que utilizar años anteriores significa reducir el número de observaciones de la serie temporal a menos de 15 años. Por ello, en nuestra opinión los resultados de esta parte del estudio pueden estar influenciados por una mala fijación por parte del mercado de los precios de las acciones en ese año concreto.

[2000a], entre otros. Sin embargo, debemos indicar que los últimos estudios de Claus y Thomas [1999, 2000] y Gebhart, Lee y Swaminathan [2000] encuentran evidencia de que este premio por riesgo es mucho menor de lo que se piensa, llegando incluso a ser tan bajo como el 3 o el 4%, por lo que se estarian infravalorando los valores intrínsecos de las empresas.

Igualmente, aunque intenta medir la "otra información", al no obtener los resultados esperados desecha directamente la relevancia de esta variable, sin estudiarla más a fondo y sin buscar formas alternativas de medirla. De hecho, afirma que "*debido a que el efecto es pequeño, incluir información adicional como la acumulación de pedidos es improbable que mejore la exactitud de los valores estimados para la mayoría de empresas*" (Myers [1999, p.22]).

Por último, como ya hemos indicado anteriormente, la especificación del LIM3 que tiene en cuenta las inversiones en activos depreciables puede ser errónea, ya que la función de esta variable es equivalente a la de la "otra información" pero se esperan signos que están fuera de los límites establecidos para la "otra información".

En definitiva, dadas estas limitaciones, consideramos que su afirmación en el sentido de que el valor intrínseco puede ser aproximado a través del patrimonio contable, resulta un tanto desproporcionada.

Aunque Stober [1996] no aborda el vínculo valorativo del modelo de Feltham y Ohlson [1995], pues no calcula los valores intrínsecos de las empresas tal y como vimos en Dechow, Hutton y Sloan [1999], Ota [2002] o Myers [1999], sí que trata de estudiar la relación valor - información contable, tomando directamente los precios observados en el mercado[17].

Para ello, parte de la función de valoración resultante del modelo propuesto por Feltham y Ohlson [1995], expresión (13):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{1t}$$

Dado que pretende estudiar la coherencia entre los LIMs que considera en el vínculo predictivo y los precios observados en el mercado, realiza un análisis en corte transversal de las siguientes regresiones en cada año del periodo 1964-1993:

$$P_{it} = \alpha_{1t} x_{it}^a + \alpha_{2t} bv_{it} + e_{it}$$

$$P_{it} = 1 \cdot bv_{it} + \alpha_{1t} x_{it}^a + \alpha_2 oa_{it} + e_{it}$$

[17] Es decir, la idea subyacente en este planteamiento de Stober [1996] es la de cumplimiento de la hipótesis de eficiencia del mercado.

La primera de las ecuaciones se corresponde con el LIM en el que se ignoran las variables relacionadas con la "otra información" y se asume que todos los activos son operativos, de manera que el patrimonio contable coincide con los activos operativos. La segunda de las ecuaciones está basada en el LIM que distingue entre activos operativos y financieros, si bien se continúa ignorando la existencia de "otra información".

Los resultados de las regresiones se muestran conforme a lo establecido en los modelos teóricos obteniéndose resultados similares en las dos regresiones. Así, el coeficiente sobre el resultado anormal presenta valores positivos y significativos durante todo el periodo estudiado, si bien durante el periodo 1964-1973 presenta unos valores elevados, entre 5 y 15, lo que provoca que el parámetro de persistencia (ω_{11}) implícito en este coeficiente caiga fuera de la restricción de 0 y 1 supuesto por el modelo[18]. Sin embargo, en el periodo 1974-1993, el coeficiente presenta un valor constante en torno a 2 y 3, consistente con el rango implícito por dicha restricción.

En la primera regresión, el modelo supone un coeficiente sobre el patrimonio contable superior a 1 si estamos ante una contabilidad conservadora, y un valor exactamente de 1 si la contabilidad es insesgada. Es decir, en la expresión (13) $V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{1t}$, obtuvimos que el coeficiente sobre los activos operativos era $\alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$. Si suponemos que todos los activos son operativos ($bv_t = oa_t$), el coeficiente sobre bv_t es $(1+\alpha_2)$. Este coeficiente tomará un valor superior a 1 si el parámetro de conservadurismo ω_{12} presenta un valor positivo (contabilidad conservadora), y ω_{11} y ω_{22} están dentro de los límites supuestos por el modelo. Si el parámetro de conservadurismo fuera cero, ω_{12}=0, estaríamos ante una contabilidad insesgada, siendo el coeficiente sobre el patrimonio contable exactamente igual a 1.

---

[18] En la expresión (13) vimos que el coeficiente de la función de valoración asociado al resultado anormal es: $\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$. Si se observa un $\alpha_1 = a$, entonces el factor de persistencia ω_{11} es superior a uno para todas las empresas que presenten un coste de capital superior a $r > \frac{1}{a}$. Así, si se observa un $\alpha_1 = 15$, $\omega_{11} \geq 1$ para todas las empresas con $r \geq 6{,}67\%$

Las estimaciones de este coeficiente exceden de 1 en todos los años excepto en el periodo 1973-1979, consistente con la evolución del ratio precio-patrimonio contable. En sólo 3 de los años se rechaza que dicho coeficiente sea exactamente igual a 1, por lo que sólo en ellos se cumpliría el modelo de Ohlson [1995] que supone una contabilidad insesgada.

Siguiendo el mismo razonamiento anterior, el coeficiente α_2 sobre los activos operativos de la segunda regresión ($P_{it} = 1 \cdot bv_{it} + \alpha_{1t} x_{it}^{a} + \alpha_2 oa_{it} + e_{it}$) debe presentar un valor positivo bajo una contabilidad conservadora. Los resultados obtenidos confirman los anteriores: se obtienen valores positivos y significativos en todo el periodo, excepto entre 1973-1979 que son negativos y significativos.

Por tanto, los resultados obtenidos por Stober [1996] en este análisis y en el vínculo predictivo son inconsistentes entre sí, sobre todo en cuanto a la existencia de conservadurismo contable. Así, en el apartado anterior vimos que para el vínculo predictivo obtiene valores negativos de ω_{12} en la mayor parte de la muestra, lo que supondría el rechazo del LIM de Feltham y Ohlson [1995]. Sin embargo, en los precios de mercado aparecen implícitos, salvo en el periodo 1973-1979, parámetros de conservadurismo ω_{12} positivos, de manera que se cumple el LIM de Feltham y Ohlson [1995], ya que los coeficientes obtenidos se encuentran dentro de los límites supuestos por el modelo.

Debido a esto, Stober [1996] trata de conciliar los resultados del vínculo valorativo, obtenidos en corte transversal para todas las empresas, con los del LIM, obtenidos en serie temporal para cada una de ellas. Para ello, regresa en corte transversal los precios de mercado sobre las variables contables, pero permitiendo que los coeficientes varíen según los rangos de los parámetros del LIM estimados en serie temporal para cada empresa[19]:

$$P_{it} = \beta_1 x_{it}^{a} + \beta_2 bv_{it} + \beta_3 \omega_{11i}^{rango} x_{it}^{a} + \beta_4 \omega_{12i}^{rango} bv_{it} +$$
$$+ \beta_5 \omega_{11i}^{rango} bv_{it} + \beta_6 \omega_{22i}^{rango} bv_{it} + \beta_7 \left(\omega_{11i}\omega_{22i}\right)^{rango} oa_{it} + e_{it}$$

[19] Mediante este procedimiento se permite que los coeficientes varíen en corte transversal según los rangos relativos de los parámetros estimados del LIM.

Stober [1996] espera un signo positivo para los coeficientes β_3 a β_6, ya que una mayor persistencia, un mayor conservadurismo y un mayor crecimiento se deberían de traducir en un mayor precio de mercado. Sin embargo, la interacción de la persistencia con el crecimiento debería producir un coeficiente negativo. Stober [1996] justifica este razonamiento a través del coeficiente α_2 de la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995], que vimos en la expresión (13): $\alpha_2 = \dfrac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$

Así, un mayor valor de ω_{12}, ω_{11} y ω_{22} hace aumentar el coeficiente α_2 y el valor de la empresa. Sin embargo, desarrollando el denominador uno de sus términos es: $+\omega_{11}\omega_{22}$. Cuanto mayor sea este producto, menor será α_2 y menor será el valor de la empresa.

Los resultados obtenidos por el autor confirman estos razonamientos sobre los signos de los coeficientes, de manera que se muestran consistentes con los aspectos teóricos del modelo de Feltham y Ohlson [1995].

En definitiva, el trabajo de Stober [1996] supone uno de los primeros intentos por documentar el conservadurismo contable en el ámbito de Feltham y Ohlson [1995]. Así, utilizando una metodología en corte transversal, representa la primera evidencia a favor del modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que muestra que los precios se comportan como si el patrimonio contable estuviera medido de forma conservadora, y que los coeficientes de valoración ponderados por el mercado presentan los valores y signos esperados.

No obstante, debemos indicar que este resultado en inconsistente con el análisis del propio autor sobre el LIM del modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que en este LIM el parámetro de conservadurismo presenta un signo contrario a lo esperado. Por último, debemos señalar que, en nuestra opinión, la principal limitación de Stober [1996] viene representada por el hecho de que no toma en consideración en el análisis la existencia de otras variables relevantes para la predicción del resultado anormal y del patrimonio contable de los próximos periodos, es decir, se ignoran en todo momento las variables de la "otra información".

Otro de los trabajos que aborda la relación entre el precio (no valores intrínsecos) y la información contable es el de Ahmed, Morton y Schaefer [2000]. La principal aportación de estos investigadores es tener en cuenta la función de valoración de Feltham y Ohlson [1996]:

$V_t = oa_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_{t-1} + \alpha_3 ci_t$, donde los coeficientes alfas de esta función son funciones de los parámetros del LIM.

Tomando esta función como referencia, Ahmed, Morton y Schaefer [2000] analizan los resultados de la siguiente regresión:

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_{t-1} + \alpha_3 ci_t + \beta ox_{t+1}^a + \varepsilon_t \qquad (21)$$

donde:

g_t : fondo de comercio no registrado, es decir, la diferencia entre el precio de mercado y el valor contable de los activos operativos en el momento t (P_t-oa_t)

ox_t^a : resultado anormal operativo del periodo (t-1, t)

oa_{t-1}: activos operativos en el momento t-1

ci_t: inversiones en activos operativos en el momento t

ox_{t+1}^a: "otra información" medida como la predicción del resultado anormal para el periodo (t, t+1)

Los resultados de la regresión de la ecuación (21) son los esperados, ya que se obtienen valores positivos y significativos de los coeficientes asociados al resultado anormal operativo, a los activos operativos iniciales, a las inversiones en activos y a la "otra información". Ello supone que los precios de mercado reflejan adecuadamente la persistencia del resultado anormal, el conservadurismo en la contabilización de los activos operativos, la existencia de inversiones con valor actualizado neto positivo, y la existencia de "otra información" que es útil para valorar las acciones de una empresa, respectivamente.

En definitiva, si en el vínculo predictivo Ahmed, Morton y Schaefer [2000] mostraban la inconsistencia del efecto del conservadurismo contable en el modelo de Feltham y Ohlson [1996], en este análisis obtienen evidencia de que los precios de mercado sí parecen reflejar el efecto del conservadurismo de una manera consistente con este modelo.

No obstante, creemos conveniente advertir que la estimación de la ecuación (21) no tiene en cuenta que los coeficientes alfa son funciones que dependen de los parámetros del LIM de Feltham y Ohlson [1996], por lo que sólo consideran que las variables relevantes son las empleadas en dicha regresión sin tener en cuenta ninguna de las implicaciones de este último trabajo.

2.2.2.3. Consideraciones adicionales sobre el parámetro de conservadurismo

Como hemos visto a lo largo de este apartado, la evidencia empírica obtenida por Stober [1996], Bauman [1999], Myers [1999] y Ahmed, Morton y Schaefer [2000] en torno al parámetro de conservadurismo del LIM (ω_{12}) es contradictoria. Por un lado, se obtienen valores negativos del mismo en un gran porcentaje de la muestra al estimar la ecuación del LIM, lo que es contrario a lo establecido por los trabajos teóricos de Feltham-Ohlson; sin embargo, las regresiones de la función de valoración en las que se utilizan los precios observados en el mercado sí que parecen recoger adecuadamente el efecto del conservadurismo.

Al margen de que este resultado pueda deberse a errores de medida en las estimaciones de los parámetros, que es uno de los problemas inherentes en cualquier estudio de tipo empírico, creemos que al menos existen otras dos posibles causas que conviene indicar. En primer lugar, puede que realmente el patrimonio contable no esté medido de manera conservadora, si bien este argumento es difícil de sostener debido a que los sistemas contables en vigor se basan en el principio del coste histórico y aplican el principio de prudencia con carácter preferente. La realidad contable en Estados Unidos, país en el que se han llevado a cabo la mayor parte de las investigaciones analizadas, no es ajena a este tipo de sistema contable. En segundo lugar, el parámetro de conservadurismo del LIM de Feltham y Ohlson [1995] puede que no capte el conservadurismo inherente en el patrimonio contable, es decir, la relación entre el conservadurismo y el valor de las acciones de una empresa puede ser mucho más compleja que un simple parámetro en la primera ecuación del LIM.

En este sentido, Lundholm [1995, p. 758] asegura que el conservadurismo del LIM "*no se cumple universalmente para todos los tipos de*

conservadurismo", y demuestra que el parámetro de conservadurismo del LIM no capta un conservadurismo basado en reconocer las malas noticias en cuanto son conocidas y las buenas noticias cuando se realizan, o un conservadurismo basado en una amortización acelerada de los activos fijos. Por ello, Lundholm [1995, p. 760] concluye que "*dudo que una contabilidad insesgada pueda ser identificada con el valor de un solo parámetro*".

Debido a los anómalos resultados obtenidos sobre el conservadurismo, Myers [1999] trata de investigar la relación entre los parámetros de conservadurismo y una medida de conservadurismo basada en el mercado. Para ello, Myers [1999] utiliza la metodología empleada por Beaver y Ryan [2000]. Estos autores identifican que el ratio bv/P (patrimonio contable / valor de mercado) varía por dos motivos: el componente sesgo y el componente retardo en el patrimonio contable[20].

Concretamente, para cada empresa pueden medirse ambos efectos a través de la siguiente regresión en corte transversal:

$$\frac{bv_t}{P_t} = \alpha_t + C_i + \sum_{j=1}^{6} \beta_j R_{i,t+1-j}$$

donde:

$\frac{bv_t}{P_t}$: ratio bv/P en el momento t

α_t: efecto tiempo del conservadurismo

C_i: efecto empresa del conservadurismo

$R_{i,t}$: rentabilidad de las acciones de la empresa i en el momento t

Beaver y Ryan [2000] consideran que el efecto sesgo se puede medir a través del parámetro C de esta regresión, ya que representa la media del ratio bv/P que no es explicada por el efecto tiempo o por las rentabilidades actuales o pasadas, que actúan como subrogado del efecto retardo. A su vez, estos autores

[20] Para Beaver y Ryan [2000] el componente sesgo indica que el patrimonio contable es sistemáticamente inferior al valor de mercado debido al proceso contable y al entorno económico, de manera que el ratio bv/P es sistemáticamente inferior a uno. En cuanto al componente retardo, los autores se refieren al hecho de que los beneficios no esperados se reconocen en el patrimonio contable a lo largo del tiempo, y no de forma inmediata, por lo que el ratio BV/P es temporalmente inferior a su valor medio, pero tiende a él en el tiempo.

encuentran evidencia de que el componente sesgo está asociado con medidas de conservadurismo contable tales como los gastos en publicidad y en investigación y desarrollo y el uso de la amortización acelerada, mientras que el efecto retardo no está asociado con dichas medidas.

Así pues, Myers [1999] utiliza C_i como una medida del conservadurismo de cada empresa, analizando su correlación con los parámetros ω_{12} y ω_{13} obtenidos para cada empresa en los LIMs 2 y 3 de su trabajo:

$$\begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22} bv_t + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$$ (LIM2, basado en Feltham y Ohlson [1995])

$$\begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + \omega_{13} ci_t + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22} bv_t + \omega_{23} ci_t + \varepsilon_{2t+1} \\ ci_{t+1} &= \omega_{33} ci_t + \varepsilon_{3t+1} \end{aligned}$$ (LIM3, basado en Feltham y Ohlson [1996])

Los resultados de Myers [1999] tampoco son consistentes con los modelos de Feltham-Ohlson, ya que incluso para las empresas más conservadoras según el parámetro C, el parámetro de conservadurismo ω_{12} sigue presentando valores negativos para un 60% de las empresas en ambos LIMs. En cuanto al parámetro ω_{13}, las empresas más conservadoras según el parámetro C no presentan un signo definido: la mitad presentan un valor positivo del coeficiente ω_{13} mientras que la otra mitad presenta un signo negativo. En definitiva, ni siquiera para las empresas con un mayor conservadurismo contable medido a través del parámetro C se cumplen las previsiones de los modelos de Feltham-Ohlson en cuanto al conservadurismo contable.

Dados los resultados obtenidos en la estimación del LIM, también Ahmed, Morton y Schaefer [2000] tratan de ver qué características pueden ayudarnos a diferenciar las empresas con valores negativos y positivos de este parámetro de conservadurismo. Un primer análisis descriptivo indica que las empresas con un valor negativo de este parámetro presentan de manera significativa menor ROE, persistencia de los flujos de tesorería operativos, crecimiento, tamaño e intensidad en activos fijos. Para estos autores estas diferencias sugieren que una explicación potencial de la variación del parámetro ω_{12} es el nivel de rentabilidad de la empresa. El hecho de que la media de los

resultados anormales operativos sea positiva (negativa) para las empresas con parámetro ω_{12} positivo (negativo), parece corroborar esta hipótesis.

Con objeto de obtener mayor evidencia sobre este tema y de explicar la variabilidad del parámetro de conservadurismo del LIM, estos autores investigan su relación con distintas medidas del conservadurismo contable. Para ello, realizan la siguiente regresión en corte transversal en la que la variable dependiente es el factor de conservadurismo estimado para cada una de las empresas a través de la regresión (20):

$$\omega_{12,i} = b_0 + b_2\delta_i + b_3 RD_i + b_4 ADV_i + b_5 LIFO_i + b_6 Size_i + e_i$$

donde:
$\omega_{12,i}$: parámetro de conservadurismo de la empresa i
δ_i : parámetro de depreciación de la empresa i
RD_i: gastos en investigación y desarrollo
ADV_i: gastos en publicidad
$LIFO_i$: variable que toma el valor 1 si la empresa i utiliza el sistema LIFO para la valoración de los inventarios, y el valor 0 en otro caso
Size: logaritmo del valor de mercado de las acciones de la empresa i

Ahmed, Morton y Schaefer [2000] justifican la elección de estas variables en la literatura previa. Primero, escogen la definición de conservadurismo empleada por Feltham y Ohlson [1996], es decir uno menos el gasto por amortización deflactado por el activo inmovilizado a inicios del periodo. Esta medida promedia en la muestra de Ahmed, Morton y Schaefer [2000] un valor de δ =0,863, lo que implica una tasa de depreciación anual en torno al 14%.

En cuanto al resto de variables, estos autores tienen en cuenta el trabajo de Beaver y Ryan [2000], de manera que la elección de los gastos en publicidad y en investigación y desarrollo se basa en que estos desembolsos se cargan a resultados directamente en Estados Unidos. Si considerásemos estos gastos como activo, las empresas con una alta intensidad de los mismos estarían depreciando su inmovilizado a una tasa mayor que el resto de empresas. La elección del LIFO como método de valoración de inventarios se basa en que, en un escenario de subida de precios, este método da lugar a una medida de resultados y de inventario más conservadora que otros métodos. Por último, el

tamaño se utiliza como variable de control, pues las conclusiones de investigaciones previas muestran que las empresas grandes tienden a utilizar métodos contables más conservadores (Zmijewski y Hagerman [1981]).

Si el parámetro ω_{12} refleja las medidas de conservadurismo contable, los coeficientes de la regresión anterior deberían ser positivos y significativos, salvo en el caso del parámetro de depreciación, que al estar medido como (1-tasa de depreciación) debe presentar una relación negativa. Así, un menor parámetro de depreciación, unos mayores gastos en activos intangibles, el empleo del sistema LIFO y un mayor tamaño deben estar asociados con un parámetro de conservadurismo ω_{12} positivo.

Los resultados indican que el parámetro de conservadurismo ω_{12} sólo refleja ciertos tipos de conservadurismo, como los gastos en publicidad y el uso del método LIFO, pues sólo en estos casos sus coeficientes presentan valores positivos y significativos. Por el contrario, no parece estar relacionado con la tasa de depreciación y los gastos en investigación y desarrollo de una manera consistente con lo esperado. Sin embargo, un análisis más detallado revela que la submuestra de empresas de mayor rentabilidad presenta una relación más robusta entre el parámetro de conservadurismo del LIM y las variables indicativas de una contabilidad conservadora. Por ello, los autores concluyen que para este tipo de empresas, el LIM se cumple en mayor grado que para las empresas con bajos niveles de rentabilidades, ya que el parámetro ω_{12} sí parece captar los tipos de conservadurismo considerados.

En definitiva, en nuestra opinión la principal aportación del estudio de Ahmed, Morton y Schaefer [2000] es su intento de explicar el efecto del conservadurismo contable sobre el modelo de Feltham y Ohlson [1996] y su relación con otras variables indicativas del mismo. Su trabajo evidencia que el LIM se cumple mejor para las empresas con alta rentabilidad, ya que reflejan el conservadurismo de acuerdo con lo establecido en los modelos de Feltham-Ohlson.

Por último, debemos referirnos a Bauman [1999]. En este trabajo se trata de identificar métodos contables asociados con el conservadurismo en la medición del patrimonio contable para, a su vez, examinar su asociación con el parámetro de conservadurismo de Feltham y Ohlson [1995]. Para determinar

estas fuentes de conservadurismo contable, el autor regresa la ecuación de valoración de Feltham y Ohlson [1995], pero añadiendo las variables que representan el conservadurismo contable, y un intercepto que capte la media del efecto de "otra información", esto es:

$$P_t = \phi_0 + \phi_1 bv_t + \phi_2 x_t^a + \phi_3 oa_t + \sum_{k=4}^{9} \phi_k c_{kt} oa_t + \varepsilon_t$$

donde c_{4t} a c_{9t} son las variables que pueden originar el conservadurismo en la medición del patrimonio contable.

Para Bauman [1999] estas fuentes potenciales de un sesgo conservador en el patrimonio contable serían la intensidad de los gastos de publicidad y de investigación y desarrollo, el empleo del LIFO como método de valoración de las existencias, la financiación mediante *leasing* operativo, los impuestos diferidos y la antigüedad de los activos fijos.

Los resultados de esta regresión en corte transversal confirman la importancia de estas variables a la hora de explicar los precios de mercado, resaltando la antigüedad de los activos fijos y la intensidad de los gastos de investigación y desarrollo como las variables con mayor significado económico. La antigüedad de los activos fijos parece confirmar el hecho de que una contabilidad basada en costes históricos provoca que la diferencia entre el valor de mercado y el valor contable de un activo aumenta en el tiempo. La intensidad en los gastos en activos intangibles indica el conservadurismo provocado por la contabilidad norteamericana al depreciar por completo estos gastos en el ejercicio en que se realizan.

Con objeto de evaluar los efectos que recoge el parámetro de conservadurismo (ω_{12}) obtenido en el vínculo predictivo según Feltham y Ohlson [1995], Bauman [1999] regresa estos parámetros obtenidos en el periodo 1980-1994 para cada empresa sobre la mediana en dicho periodo de las variables causantes del conservadurismo contable:

$$\omega_{12} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{6} \gamma_j Mediana(c_j) + \varepsilon$$

donde:

ω_{12}: parámetro de conservadurismo obtenido en el vínculo predictivo

c_1 a c_6: las seis variables que pueden originar el conservadurismo en la medición del patrimonio contable, anteriormente enumeradas.

Los resultados no se muestran conforme a lo esperado, obteniéndose relaciones débiles entre las variables, e incluso evidencias contradictorias; por lo que Bauman [1999, p. 51] concluye que "*como mínimo, los resultados sugieren que el modelo representado por la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995] capta aspectos diferentes al LIM sobre la relación entre patrimonio contable y valor de mercado*", por lo que "*es necesario realizar representaciones adicionales de la compleja relación existente entre los fondos propios y el conservadurismo contable*".

2.3. Aplicaciones empíricas de modelos lineales en la línea de los de Feltham-Ohlson

Una de las características de los modelos Feltham-Ohlson se refiere al hecho de que establecen diferentes LIMs según las condiciones teóricas planteadas en los mismos (contabilidad insesgada o conservadora, existencia de activos depreciables, tipos de interés fijos o estocásticos...). Así, el LIM es un supuesto de sus modelos, aunque nada impide establecer otros LIMs diferentes, siendo su cumplimiento una cuestión meramente empírica.

Diversos estudios han utilizado modelos de la información en la línea de los modelos de Feltham-Ohlson. Así, similares al de Ohlson [1995] podemos encontrar los trabajos de Hand y Landsman [1999] y Barth, Beaver, Hand y Landsman[1999, 2002]. Por otra parte, el trabajo de Biddle, Chen y Zhang [2001] intenta modelizar el hecho de que las inversiones de capital futuras son consecuencia de la rentabilidad actual, proponiendo una relación convexa del resultado anormal futuro con respecto al resultado anormal actual y el fondo de comercio no registrado. Por otro lado, generalizaciones del modelo de Ohlson [1995] se encuentran en Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996], y Morel [1999]. Por último, nos referimos al modelo de Callen y Morel [2000], y al trabajo de Qi, Wu y Xiang [2000] que trata el problema de la utilización de series temporales en los modelos de Feltham-Ohlson. Un resumen de las principales características de los mismos puede observarse en la tabla 2.9.

Hand y Landsman [1999] emplean un modelo de valoración basado en los trabajos de Ohlson [1995, 2001] para determinar en qué medida el mercado valora los dividendos. El trabajo trata de responder a dos preguntas. En primer lugar, si la valoración de los dividendos por parte del mercado refleja la

propiedad del desplazamiento de los dividendos de Miller y Modigliani [1961], es decir, si la relación entre dividendos actuales y valor de mercado es negativa. En segundo lugar, se intenta determinar qué explica la dirección y la magnitud de cualquier divergencia con respecto a esta propiedad.

Tabla 2.9 Clasificación y principales características de la literatura previa que han modificado los modelos de Feltham-Ohlson

TRABAJO	MODIFICACIÓN REALIZADA	PAÍS	MUESTRA
Hand y Landsman [1999]	Incluyen los dividendos y patrimonio contable en el LIM	Estados Unidos	1974-1996
Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999]	Desagregación del resultado en flujos de caja y ajustes por devengo	Estados Unidos	1987-1996
Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002]	Desagregación del resultado en flujos de caja y ajustes por devengo, y de éstos últimos en sus componentes primarios	Estados Unidos	1987-1997
Biddle, Chen y Zhang [2001]	Incluye las inversiones de capital y establece relación convexa entre el resultado anormal actual y futuro	Estados Unidos	1981-1998
Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996]	Sistema de ecuaciones de varios retardos del resultado, patrimonio contable y dividendos	Estados Unidos	1960-1987
Morel [1999]	Sistema de ecuaciones de varios retardos del resultado, patrimonio contable y dividendos	Estados Unidos	1962-1996
Callen y Morel [2000]	Los dividendos reales se aproximan a los dividendos marcados como objetivos a una tasa constante	Estados Unidos	1962-1996
Qi, Wu y Xiang [2000]	Estudio de la estacionariedad y cointegración del precio, patrimonio contable y resultado anormal	Estados Unidos	1958-1994

Para ello, Hand y Landsman [1999] tienen en cuenta la existencia de "otra información" relevante para predecir los resultados anormales, midiendo la variable v_t mediante el valor realizado *ex-post* del resultado del siguiente periodo x_{t+1}. Esta elección la fundamentan en Ohlson [2001], que sugiere que v_t puede medirse a partir de la expresión (17), que ya vimos en la revisión de Dechow, Hutton y Sloan [1999]:

$$v_t = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega x_t^a \text{ ; y donde } E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1}\right] - r \cdot bv_t$$

De esta forma los autores miden la "otra información" en el periodo t tomando $E_t\left[x_{t+1}\right] = x_{t+1}$, a pesar de que este resultado no es observado hasta el periodo t+1.

Mediante una muestra de 103.392 empresas-año correspondiente al periodo 1974-1996, y utilizando datos sin deflactar, en primer lugar comprueban el vínculo valorativo para determinar la relevancia de los dividendos y la variable "otra información" para explicar el valor de la empresa. Esta tarea la realizan mediante la estimación en corte transversal de las siguientes regresiones para cada uno de los años considerados:

$$P_{it} = d_{0t} + d_{1t}bv_{it} + d_{2t}x_{it} + e_{3it}$$
$$P_{it} = a_{0t} + a_{1t}bv_{it} + a_{2t}x_{it} + a_{3t}DIV_{it} + a_{4t}NETCAP_{it} + e_{1it}$$
$$P_{it} = f_{0t} + f_{1t}bv_{it} + f_{2t}x_{it} + f_{3t}DIV_{it} + f_{4t}NETCAP_{it} + f_{5t}x_{it+1} + e_{4it}$$

donde para cada empresa i:
P_t: Precio de mercado en el periodo t
bv_t: Patrimonio contable en el periodo t
x_t: resultado contable del periodo (t-1,t)
DIV_t: dividendos recibidos por los accionistas en el momento t
$NETCAP_t$: contribuciones netas al capital realizadas por los accionistas en el momento t
x_{t+1}: resultado contable del period (t, t+1) observado en t+1.

Estas regresiones están basadas en la función de valoración de Ohlson [1995], expresión (7): $V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right)bv_t + \alpha_2 v_t$; según se ignoren o no los dividendos netos[21] y la variable "otra información".

Hand y Landsman [1999] observan dos anomalías en los resultados obtenidos en su análisis. La primera se refiere a que cuando se ignora la

[21] Debemos indicar que Hand y Landsman [1999] no siguen la definición de dividendos netos de contribuciones al capital (d_t) proporcionada por Ohlson [1995]. Así, estos autores separan los flujos de tesorería de la empresa hacia los accionistas (DIV_t) de los flujos de tesorería proporcionados a la empresa por parte de sus accionistas ($NETCAP_t$) .

existencia de la "otra información" los resultados del estudio indican que la propiedad del desplazamiento de los dividendos no se cumple, ya que éstos se valoran de forma positiva, en contra de la relación negativa esperada. En segundo lugar, cuando se considera la variable v_t a través del resultado contable realizado en t+1, x_{t+1}, el coeficiente sobre el resultado actual es positivo, cuando debería ser negativo[22].

Las posibles explicaciones que encuentran los autores a estas anomalías son varias: problemas en los procedimientos de estimación, fallos en el control del riesgo sistemático de las empresas (es decir, errores en la fijación del coste de capital), o que los dividendos actúan como señal al mercado de información privada de los directivos. El razonamiento de esta última posibilidad apunta que los directivos de las empresas con pérdidas utilizarían los dividendos como una señal de la rentabilidad futura de la empresa, mientras que los directivos de las empresas con beneficios utilizarían los dividendos para disminuir la percepción del mercado sobre un posible mal uso de los flujos de tesorería generados.

Para comprobar esta hipótesis, se divide la muestra en cuatro submuestras según si la empresa ha tenido beneficios o pérdidas en el año considerado, y si ha repartido o no dividendos. La estimación de las ecuaciones muestra unos resultados que son consistentes con la hipótesis de señalización de la rentabilidad por parte de los directivos, ya que las empresas con pérdidas presentan coeficientes sobre los dividendos positivos y mayores que las empresas con beneficios.

Otra posibilidad que puede explicar los resultados obtenidos apunta a que los dividendos podrían estar correlacionados con la “otra información", proporcionando información sobre los futuros resultados anormales más allá de la contenida en los estados financieros. No obstante, en nuestra opinión esta posibilidad no es posible en el modelo de Ohlson [1995], ya que se incumplirían

---

[22] Este coeficiente debe ser negativo, pues sustituyendo $v_t = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega x_t^a$, donde $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1}\right] - r \cdot bv_t$, en la función de valoración $V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right)bv_t + \alpha_2 v_t$; y desarrollando términos teniendo en cuenta la relación del excedente limpio y la definición de resultado anormal, el coeficiente sobre el resultado actual (x_t) teóricamente debe ser $\frac{-\omega\gamma(1+r)}{\left(1+r-\omega\right)\left(1+r-\gamma\right)}$, que es negativo al estar comprendidos ω y γ entre cero y uno.

dos propiedades básicas de este modelo: las de irrelevancia y desplazamiento de los dividendos de Miller y Modigliani [1961]. Además, la dinámica de la información no seguiría el proceso AR(1) especificado en Ohlson [1995], sino que habría que incluir a los dividendos como variable de la información.

Por último, dado que las anteriores regresiones estaban basadas en su totalidad en el mercado, los autores contrastan directamente el LIM subyacente en dichas regresiones. Para cada año considerado, estiman la siguiente regresión en corte transversal:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_0 + \omega_1 x_t^{a} + \omega_2 x_{t-1}^{a} + \omega_3 bv_t + \omega_4 d_t + \varepsilon_t$$

Esta ecuación está basada en el LIM de Ohlson [1995], si bien los autores incluyen en la regresión un intercepto, un segundo retardo del resultado anormal, y dos variables adicionales: los dividendos y el patrimonio contable. Los dividendos se incluyen para contrastar la hipótesis de señalización de la rentabilidad y la hipótesis de que están correlacionados con la "otra información". El patrimonio contable se incluye como variable de control por los efectos de una contabilidad conservadora.

Los resultados más interesantes obtenidos por Hand y Landsman [1999] son:

- El segundo retardo del resultado anormal no es significativamente diferente de cero, por lo que esta variable sigue sólo el proceso AR(1) especificado por Ohlson [1995].
- El coeficiente sobre los dividendos es positivo y significativo, consistente con la anomalía de información asimétrica antes descrita, e inconsistente con los supuestos básicos de Ohlson [1995].
- El patrimonio contable es significativo y su coeficiente presenta un valor negativo, lo que indicaría que la contabilidad es agresiva y no conservadora. Este resultado es análogo al obtenido en la literatura previa.

En definitiva, este estudio de Hand y Landsman [1999] constituye un esfuerzo por tratar de explicar el papel de los dividendos en la valoración de acciones, sin embargo presenta serias limitaciones. Muchas de las regresiones estimadas no son consistentes con el trabajo de Ohlson [1995], ya que como se

ha puesto de manifiesto, las ecuaciones utilizadas por los autores modifican el LIM, por lo que el valor y signo de los coeficientes esperados deberían haberse recalculado. Asimismo, el papel de los dividendos de servir como señal al mercado implica información asimétrica, lo que es inconsistente con el supuesto de expectativas homogéneas de los modelos de Feltham-Ohlson.

Debemos apuntar también que como Lo y Lys [2000] afirman, al utilizar variables sin deflactar y utilizar una metodología en corte transversal, los resultados están seriamente sesgados por el efecto escala[23]. De esta manera, los dividendos ponderan positivamente en el valor de la empresa porque el valor de las grandes es elevado y pagan grandes sumas de dividendos, mientras que el valor de las empresas pequeñas es reducido y pagan una cifra de dividendos totales mucho menor.

Para demostrar este punto, replican el trabajo de Hand y Landsman [1999] obteniendo resultados similares: en el modelo de niveles se alcanza un coeficiente sobre los dividendos positivos y superior a 3 (es decir, si se reparte 1$ de dividendos, el valor de la empresa aumenta en 3$) y un R^2 del 95%, a pesar de suponer tasas de descuento y parámetros de persistencia constantes para todas las empresas. Para mostrar que estos resultados están sesgados, Lo y Lys [2000] repiten la estimación de estos modelos, pero deflactan todas las variables por el valor de mercado de las acciones a principios del periodo para reducir el efecto escala. Los resultados obtenidos mediante este procedimiento sí que muestran un coeficiente negativo para los dividendos, y el R^2 alcanza un valor mucho más modesto, el 41%. Adicionalmente, repiten la estimación pero considerando el tamaño de la empresa (valor total de mercado a principios de periodo) como variable de control que reduce el efecto escala, tal y como proponen Barth y Kallapur [1996]. De nuevo, los resultados indican que el coeficiente sobre los dividendos es negativo. Por tanto, es muy probable que el efecto escala produzca coeficientes y R^2 sesgados, siendo estos sesgos muy impredecibles[24].

---

[23] Los estudios en serie temporal no están tan afectados por la escala como los estudios en corte transversal, ya que los datos proceden de una misma empresa, por lo que la escala puede variar en el tiempo, pero de forma mínima. En cambio, el problema de los estudios en serie temporal radica en la estacionariedad o no de la serie de datos contables y financieros.

[24] La problemática del efecto escala será tratada en un apartado específico en el capítulo cuarto.

Un trabajo similar al de Hand y Landsman [1999] es el de Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999]. Estos autores hacen análisis contextual, considerando la influencia del sector empresarial y desagregando el resultado contable en los flujos de caja más los ajustes por devengo (*accruals*), debido a que algunos estudios previos habían comprobado que los ajustes por devengo son menos persistentes que los flujos de caja (véase al respecto Dechow [1994], Sloan [1996] y Dechow, Kothari y Watts [1998])., por lo que el coeficiente en la función de valoración de los flujos de caja debe ser mayor que el de los ajustes por devengo.

Desde nuestro punto de vista, la principal aportación de este trabajo está en que, a pesar de que la metodología es de corte transversal, permite que los distintos coeficientes varíen entre las empresas según el sector al que pertenecen. De esta forma, se refleja tanto el entorno económico del sector, como el conservadurismo contable existente en los principios contables aplicados. A su vez, al desagregar el resultado en sus dos componentes, flujos de caja y ajustes por devengo, se permite que los precios de mercado reflejen la distinta persistencia de estas variables. Sin embargo, esto también presenta una importante limitación. Al cambiar el modo en que la información capta el valor, y utilizar el resultado contable en lugar del resultado anormal, la siguiente regresión no está fundamentada en Ohlson [1995], sino que es una modelización *ad-hoc* de la relevancia de las variables contables:

$$P_{it} = c_0 + c_1 oa_{it} + c_2 fa_{it} + c_3 CFO_{it} + c_4 ACC_{it} + c_5 DIV_{it} + c_6 NETCAP_{it} + e_{it}$$

donde:

oa_t: Activos operativos en el momento t

fa_t: Activos financieros en el momento t

CFO_t: Flujos de caja en el periodo (t-1, t),

ACC_t: Ajustes por devengo en el periodo (t-1, t)

DIV_t: dividendos recibidos por los accionistas en el momento t

$NETCAP_t$: contribuciones netas al capital realizadas por los accionistas

Los resultados muestran, como se esperaba, valores del coeficiente sobre los flujos de caja un 60% mayor que los de los ajustes por devengo. A su vez, se observa una gran variedad de todos los coeficientes entre las distintas industrias, lo que corrobora la necesidad de tener en cuenta la variación de los distintos parámetros entre las industrias.

Para comprobar que estos resultados se deben a la distinta persistencia de los dos componentes del resultado, flujos de caja y ajustes por devengo, calculan sus factores de persistencia mediante la autoregresión de estas variables. En efecto, sus resultados indican que la persistencia de los flujos de caja es aproximadamente 1, mientras que la de los ajustes por devengo presenta un valor en torno a 0,85, siendo superior el de los flujos de caja en todas las industrias excepto en una.

Por otro lado, los autores pretenden comparar si los flujos de caja o los ajustes por devengo son un subrogado de la variable "otra información". Con este objetivo realizan las siguientes regresiones:

$$x_{it+1}^{a} = \delta_0 + \delta_1 x_{it}^{a} + \delta_2 CFO_{it} + e_{7it}$$
$$x_{it+1}^{a} = \lambda_0 + \lambda_1 x_{it}^{a} + \lambda_2 ACC_{it} + e_{8it}$$
$$x_{it+1}^{a} = \theta_0 + \theta_1 x_{it}^{a} + \theta_2 CFO_{it} + \theta_3 DIV_{it} + \theta_4 bv_t + e_{9it}$$
$$x_{it+1}^{a} = \pi_0 + \pi_1 x_{it}^{a} + \pi_2 ACC_{it} + \pi_3 DIV_{it} + \pi_4 bv_t + e_{10it}$$

Los resultados indican que la persistencia del resultado anormal varía entre las industrias, siendo su valor medio aproximadamente de 0,66, similar al de la literatura relacionada con este tema. Por otro lado, los dividendos pueden ser un componente de la "otra información" en el sentido de que reflejan información privada sobre los resultados anormales, como vimos en Hand y Landsman [1999]. Sin embargo, cuando los ajustes por devengo aumentan, esta variable aparece como sustituta de los dividendos en esta "otra información", de manera que anticiparían futuros resultados anormales. No obstante, debemos señalar de nuevo, que sólo las dos primeras ecuaciones están basadas en Ohlson [1995], ya que las otras no se corresponden con ninguna evolución tratada en los modelos de Feltham-Ohlson, por lo que estas conclusiones no pueden referirse a estos modelos.

Una ampliación del trabajo anterior podemos encontrarla en el reciente trabajo de Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002]. En él se proporciona evidencia empírica de la utilidad de los modelos de Feltham-Ohlson a la hora de predecir los valores de mercado. Para ello, consideran hasta tres niveles de desagregación de la variable resultado contable, y agrupan las empresas en industrias.

Concretamente tienen en cuenta tres LIMs diferentes. En primer lugar, el LIM de Feltham y Ohlson [1995], pero ignorando las variables de la "otra información" y suponiendo que todos los activos son operativos:

$$\begin{aligned} x_{it}^{a} &= \omega_{10} + \omega_{11} x_{it-1}^{a} + \omega_{12} bv_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\ bv_{it} &= \omega_{20} + \omega_{22} bv_{it-1} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \qquad \text{[LIM1]}$$

Lo que da lugar a una función de valoración del tipo:

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it}^{a} + \alpha_2 bv_{it} + u_{it}$$

En segundo lugar, Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002] relajan el supuesto de que los componentes flujos de caja y ajustes por devengo tengan los mismos parámetros, de manera que el LIM es:

$$\begin{aligned} x_{it}^{a} &= \omega_{10} + \omega_{11} x_{it-1}^{a} + \omega_{12} ACC_{it-1} + \omega_{13} bv_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\ ACC_{it} &= \omega_{20} + \omega_{22} ACC_{it-1} + \omega_{23} bv_{it-1} + \varepsilon_{2it} \\ bv_{it} &= \omega_{30} + \omega_{33} bv_{it-1} + \varepsilon_{3it} \end{aligned} \qquad \text{[LIM2]}$$

donde ACC son los ajustes por devengo. Este LIM da lugar a la función de valoración:

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it}^{a} + \alpha_2 ACC_{it} + \alpha_3 bv_{it} + u_{it}$$

Por último, los autores relajan el supuesto de que los componentes de los ajustes por devengo tengan los mismos coeficientes, considerando el LIM:

$$\begin{aligned} x_{it+1}^{a} &= \omega_{11} x_{it}^{a} + \omega_{12} \Delta REC_{it} + \omega_{13} \Delta INV_{it} + \omega_{14} \Delta AP_{it} + \omega_{15} DEP_{it} + \omega_{16} bv_{it} + \varepsilon_{1it} \\ \Delta REC_{it+1} &= \omega_{22} \Delta REC_{it} + \omega_{23} \Delta INV_{it} + \omega_{25} DEP_{it} + \omega_{26} bv_{it} + \varepsilon_{2it} \\ \Delta INV_{it+1} &= \omega_{32} \Delta REC_{it} + \omega_{33} \Delta INV_{it} + \omega_{34} \Delta AP_{it} + \omega_{35} DEP_{it} + \omega_{36} bv_{it} + \varepsilon_{3it} \\ \Delta AP_{it+1} &= \omega_{43} \Delta INV_{it} + \omega_{44} \Delta AP_{it} + \omega_{46} bv_{it} + \varepsilon_{4it} \\ DEP_{it+1} &= \omega_{55} DEP_{it} + \omega_{56} bv_{it} + \varepsilon_{5it} \\ bv_{it+1} &= \omega_{66} bv_{it} + \varepsilon_{6it} \end{aligned} \qquad \text{[LIM3]}$$

donde ΔREC es el cambio en las cuentas a cobrar, ΔINV el cambio en las existencias, ΔAP el cambio en las cuentas a pagar, y DEP la amortización. Este LIM da lugar a una función de valoración del tipo:

$$V_{it} = \alpha_1 ox_{it}^{a} + \alpha_2 \Delta REC_{it} + \alpha_3 \Delta INV_{it} + \alpha_4 \Delta AP_{it} + \alpha_5 DEP_{it} + \alpha_6 bv_{it} + u_{it}$$

Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002] estiman los tres LIMs y las tres funciones de valoración (tomando el precio de mercado observado como

variable V_{it}) para cada industria por separado y para toda la muestra en conjunto en el periodo 1986-1997. Desde nuestro punto de vista, las conclusiones más interesantes que se obtienen son las siguientes:

- En el LIM1 el coeficiente de persistencia del resultado anormal es positivo y significativo en todas las industrias consideradas. Aunque la media es 0,43 el rango entre industrias va desde 0,09 hasta 0,72 lo que indica la existencia de grandes variaciones entre las mismas. Los coeficientes de la regresión de los precios son todos positivos, tal y como se esperaba.

- Los resultados del LIM2 son similares a los de Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999], de forma que el coeficiente de los ajustes por devengo (ω_{12}), tanto en el LIM como en la regresión con los precios de mercado, es negativo para todas las industrias y significativo en todas excepto en dos.

- El LIM3 aporta evidencia de las grandes diferencias entre industrias en cuanto a los componentes de los ajustes por devengo. Todos los parámetros ω_{ij} son significativos, ya sean positivos o negativos, para al menos dos industrias. La variabilidad de los coeficientes asociados a la regresión del precio también muestra el diferente comportamiento sectorial.

A continuación, Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002] analizan la capacidad de los tres modelos considerados en la predicción de los valores de mercado mediante un procedimiento *jack-knife*[25]. Calculan por un lado, los valores de mercado subyacentes en los parámetros estimados de los tres LIMs anteriores, utilizando una estimación de toda la muestra en conjunto, y una estimación por industrias. Por otro lado, calculan los valores de mercado a partir de los coeficientes alfas de la regresión de la función de valoración utilizando precios de mercado, también al nivel de toda la muestra en su conjunto e industria por industria. La evidencia encontrada señala que:

- Los errores de las estimaciones de valor que provienen del LIM son, en todos los casos, menores que las realizadas a través de la regresión de los

[25] Este procedimiento consigue estimaciones del valor con observaciones *fuera de la muestra*. Para ello se elimina una observación de la muestra, se estiman las ecuaciones de los tres modelos antes expuestos, y se estima el valor de mercado de la observación que no ha sido incluida en las regresiones. Este procedimiento se repite sucesivamente con todas las observaciones de la muestra.

precios de mercado. Por tanto, el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson son útiles para la predicción del valor de la empresa.

- En todos los casos, los errores de estimación son menores en las estimaciones por industrias, por lo que la limitación de utilizar idénticos parámetros del LIM para todo tipo de empresas es inadecuado.
- En la mayoría de industrias se obtienen mejores estimaciones del valor descomponiendo los beneficios en flujos de caja y ajustes por devengo. Sin embargo, una descomposición más detallada de los ajustes por devengo en cuatro componentes sólo aporta ventajas en ciertas industrias. Los autores dejan la explicación de este fenómeno para futuras investigaciones.

En definitiva, los estudios de Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999, 2002] son, en nuestra opinión, de los más interesantes llevados a cabo en este tipo de literatura empírica. Destacan los esfuerzos realizados para tener en cuenta los componentes del resultado, y no sólo el resultado, así como la consideración de distintos comportamientos en función del sector de pertenencia de la empresa, lo que abre las puertas al análisis contextual.

Un paso adelante en este enfoque de tipo contextual ha sido el realizado por Biddle, Chen y Zhang [2001], para quienes las inversiones de capital son fruto de la rentabilidad actual de la empresa, de manera que ésta informa sobre las decisiones de inversión que llevarán a la empresa a la creación de valor. Para llevar a cabo el análisis diferencian entre empresas con bajos-medios-altos resultados anormales y empresas que realizan inversiones positivas y negativas (desinversión). En primer lugar, estos autores regresan en sección cruzada el crecimiento realizado de las inversiones a un año (i_{t+1}) sobre el resultado anormal actual[26]:

$$i_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 x_t^a + u_{t+1}$$

Los resultados, efectivamente muestran que el crecimiento en las inversiones está positiva y significativamente relacionado con el resultado anormal actual, siendo el coeficiente $\beta_1 = 0,96$.

[26] Nótese que la variable i_{t+1} no es observada hasta el periodo siguiente (t+1). Para medir las variables no observadas todavía en un periodo, Biddle, Chen y Zhang [2000] utilizan en todo su trabajo datos realizados *ex-post* como si fueran conocidos en el momento t.

En segundo lugar, examinan la persistencia del resultado anormal según el LIM de Ohlson [1995]: $x_{t+1}^{a} = \alpha + \omega x_t^a + \varepsilon_{t+1}$, comparándola con una regresión en la que se clasifica la muestra en tres partes según su nivel de resultado anormal en términos relativos, de manera que M y H serían el segundo y tercer tercio, respectivamente, es decir, las empresas con un resultado anormal medio y alto:

$$x_{t+1}^{a} = \alpha_0 + \alpha_1 M + \alpha_2 H + \omega_0 x_t^a + \omega_1 M x_t^a + \omega_2 H x_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

Los resultados muestran una persistencia media para toda la muestra de ω=0,71; similar a los estudios antes revisados. Además, la persistencia aumenta entre el rango bajo y medio, lo que refleja la convexidad de los resultados anormales. Sin embargo, se observa una disminución en la persistencia entre los rangos medio y alto, lo que se podría explicar como la existencia de resultados anormales transitorios en sus niveles extremadamente altos, debido a la disipación de rentas extremas por los efectos de la competencia. Concretamente la persistencia media de los tres grupos de empresas (bajo-medio-alto resultado anormal) es, respectivamente, 0,62-1,25-0,64..

Posteriormente, llevan a cabo el mismo tipo de análisis pero en términos de valoración, regresando el fondo de comercio no registrado, esto es $g_t=(P_t-bv_t)$, sobre el resultado anormal de toda la muestra y de los tres subgrupos de empresas con bajo-medio-alto resultado anormal:

$$g_t = \phi + \varphi x_t^a + e_t$$
$$g_t = \phi_0 + \phi_1 M + \phi_2 H + \varphi_0 x_t^a + \varphi_1 M x_t^a + \varphi_2 H x_t^a + e_t$$

Los resultados muestran una relación positiva y significativa entre fondo de comercio no registrado y resultado anormal, obteniendo un valor medio de $\varphi = 1,67$. La división de la muestra en los tres subgrupos indica un incremento en el coeficiente entre los rangos bajo y medio, y medio y alto, lo que evidencia la existencia de un relación convexa entre fondo de comercio no registrado y resultado anormal actual. Concretamente, los coeficientes obtenidos son: -2,64 para el grupo de resultados anormales bajos, 0,46 para el grupo medio, y 17,60 para el grupo de resultados anormales más altos.

A su vez, Biddle, Chen y Zhang [2001] vuelven a realizar las mismas regresiones apuntadas anteriormente, pero diferenciando entre empresas que realizan inversiones de capital positivas o negativas. Los resultados muestran que, para toda la muestra de empresas, la persistencia aumenta de forma monótona con las inversiones de capital positivas del siguiente periodo (i_{t+1}), pasando desde 0,48 para las empresas con inversiones positivas bajas a 0,66 para las empresas con inversiones positivas altas. Sin embargo, para las empresas con inversiones negativas esta persistencia disminuye, también de forma monótona, desde 0,48 a 0,44. De esta forma, los resultados anormales disminuyen de forma monótona con el nivel de desinversión realizada. En cuanto al coeficiente de valoración del resultado anormal sobre el fondo de comercio no registrado (φ), también se observa que aumenta monótonamente con la inversión de capital positiva, excepto para inversiones extremas, desde 2,73 en la submuestra de inversiones positivas bajas hasta a 7,65 de las medias-altas, pero siendo de 6,37 para la submuestra de empresas con inversiones positivas más altas. Por último, en las empresas que desinvierten también se observa el descenso monótono de los coeficientes, pasando de -0,87 para las empresas que menos desinvierten a -1,88 para aquellas que más desinvierten.

En definitiva, los resultados obtenidos por Biddle, Chen y Zhang [2001] muestran la importancia de la rentabilidad actual sobre las inversiones futuras. Además, los futuros resultados anormales, más que una función lineal son una función convexa de los resultados anormales actuales, de manera que la persistencia aumenta (disminuye) de forma convexa con las oportunidades de inversión (desinversión). A su vez, el fondo de comercio no registrado también se comporta de forma convexa con el resultado anormal actual tanto para las empresas que invierten como para las que desinvierten.

Siguiendo con los estudios que han modificado el LIM de Feltham-Ohlson, a continuación pasamos a analizar la propuesta de Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996], que investigan la relevancia del resultado, de los dividendos y del patrimonio contable en el contexto de un sistema de información autoregresivo de múltiples retardos. De forma general, estos autores tienen en cuenta la siguiente evolución de la información, basada en Garman y Ohlson [1980]:

$$\begin{aligned} bv_t &= \alpha_1 + \beta_1(L)bv_t + \mu_1(L)x_t + \delta_1(L)d_t + u_{1t} \\ x_t &= \alpha_2 + \beta_2(L)bv_t + \mu_2(L)x_t + \delta_2(L)d_t + u_{2t} \\ d_t &= \alpha_3 + \beta_3(L)bv_t + \mu_3(L)x_t + \delta_3(L)d_t + u_{3t} \end{aligned} \tag{22}$$

donde L hace referencia al polinomio de retardos, esto es, por ejemplo:
$\beta_1(L)bv_t = \beta_{11}bv_{t-1} + \beta_{12}bv_{t-2} + \beta_{13}bv_{t-3} + ...$

Este sistema de ecuaciones nos indica que, cada una de las variables relevantes, patrimonio contable, resultado y dividendos, están causadas por la historia previa de ellas mismas. Así, por ejemplo, el patrimonio contable depende no sólo de sus retardos previos, sino también de los retardos del resultado y de los dividendos.

El enfoque adoptado por estos autores es el de series temporales, estimando el anterior sistema individualmente para cada empresa de la muestra. Debido a esto, para evitar los problemas de series de datos no estacionarias en el tiempo, restringen su estudio a la muestra de empresas que presentan estacionariedad en los datos, si bien los autores afirman que los resultados que se obtienen con la totalidad de la muestra son similares.

En primer lugar, estiman el sistema de ecuaciones anterior considerando una estructura de un solo retardo de las variables, que es la usualmente adoptada en los distintos trabajos de Feltham-Ohlson, es decir,

$$\begin{aligned} bv_t &= \alpha_1 + \beta_1 bv_{t-1} + \mu_1 x_{t-1} + \delta_1 d_{t-1} + u_{1t} \\ x_t &= \alpha_2 + \beta_2 bv_{t-1} + \mu_2 x_{t-1} + \delta_2 d_{t-1} + u_{2t} \\ d_t &= \alpha_3 + \beta_3 bv_{t-1} + \mu_3 x_{t-1} + \delta_3 d_{t-1} + u_{3t} \end{aligned}$$

Siguiendo el trabajo de Garman y Ohlson [1980], y bajo los supuestos de mercados de capitales perfectos, de expectativas homogéneas, de existencia de una tasa libre de riesgo constante, y de una economía sin posibilidad de arbitraje, da lugar a la siguiente función de valoración:

$$V_t = B_0 + B_1 bv_t + B_2 x_t + B_3 d_t$$

donde los coeficientes B_0 a B_3 dependen de los parámetros del sistema de ecuaciones anterior. Ohlson [1979] demuestra que si los dividendos no están

causados por las variables contables, entonces éstas no son relevantes en la función de valoración. Es decir, si $\beta_3 = \mu_3 = 0$, entonces $B_1=B_2=0$.

Los resultados obtenidos en la estimación del sistema de ecuaciones muestran que sólo los parámetros β_1 y δ_3 son significativos. Por tanto, $\beta_3 = \mu_3 = 0$, y siguiendo la demostración de Ohlson [1979], esto implica que sólo los dividendos son relevantes en la función de valoración derivada de esta dinámica de la información. Los resultados, pues, muestran la irrelevancia del resultado y del patrimonio contable, lo que es inconsistente con los trabajos de Feltham-Ohlson.

Tras obtener estos resultados, Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] piensan que la consideración de más retardos puede ser importante a la hora de tener en cuenta la causalidad de las variables contables. Por ello, generalizan el modelo a un sistema de ecuaciones con (m,n,p) retardos para las tres variables utilizadas en su estudio, fijando el número de retardos en función de un procedimiento estadístico, el *criterio de Akaike,* que minimiza el error de predicción final de cada modelo. Los resultados indican que los modelos que mejor se adaptan a la dinámica lineal de la información son aquellos que tienen en cuenta entre 2 y 3 retardos de las variables, ya que estos son los retardos medianos de todos los modelos. En estos casos todas las variables son significativas, y, por tanto, las principales variables de los trabajos de Feltham-Ohlson, el resultado y el patrimonio contable, serían relevantes para la valoración de las acciones.

En definitiva, Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] rechazan la estructura de un retardo de la dinámica de la información, encontrando evidencia de una estructura multiretardo. Por ello, concluyen que los investigadores empíricos han adoptado usualmente una dinámica de un retardo, sin darse cuenta de que esta especificación se escogió en los trabajos teóricos por motivos analíticos y no por su contenido empírico.

En nuestra opinión, la principal ventaja de la metodología adoptada en este trabajo se refiere al hecho de que las conclusiones se obtienen basándose en las distintas implicaciones de la relevancia de las variables con respecto a los modelos de Feltham-Ohlson, sin tener en cuenta en ningún momento los precios de mercado. No obstante, como principal limitación podemos destacar que este estudio presenta un fuerte sesgo de supervivencia, ya que el periodo muestral va

desde 1960 hasta 1987, y sólo se incluyen las empresas para las que se disponen de los 28 años de las variables necesarias para la realización del mismo. Así, es muy posible que los resultados no sean generalizables al resto de empresas no incluidas en la muestra.

Morel [1999] amplía el estudio de Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] al intentar determinar no sólo la estructura temporal de la dinámica de la información, sino también la de la función de valoración. Para ello, realiza un análisis en serie temporal para cada empresa, seleccionando aquéllas que disponen de un mínimo de 25 años de información en el periodo 1962-1996.

La metodología empleada por Morel [1999] es idéntica a la de Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996]. En primer lugar estima el sistema de ecuaciones (22) para distintos retardos de las variables patrimonio contable, resultado y dividendos, y compara para cada modelo de retardos considerado el *criterio de información de Akaike*, corregido para muestras pequeñas. Los resultados indican un dominio de los modelos multivariantes que tienen en cuenta los retardos de las tres variables, dividendos, resultado y patrimonio contable; siendo las dos últimas relevantes a efectos valorativos. Además la estructura óptima de la dinámica de la información implica que la función de valoración debería tener en consideración dos retardos de estas tres variables.

Para corroborar la consistencia de los resultados obtenidos en la dinámica lineal de la información, se aplica la misma metodología pero aplicada a la función de valoración siguiente:

$$P_t = B_0 + B_1(L)bv_t + B_2(L)x_t + B_3(L)d_t + u_{1t}$$

donde:

P_t: precio de las acciones observado en el mercado en el periodo t

L hace referencia al polinomio de retardos

De nuevo, las distintas regresiones de esta ecuación de valor indican que el modelo que considera retardos de las tres variables es el que minimiza el *criterio de información de Akaike*, siendo estas tres variables valorativamente relevantes. Sin embargo, los resultados no son totalmente consistentes con el análisis de la dinámica de la información, ya que la estructura óptima indica que

la función de valoración presenta dos retardos del resultado y de los dividendos, pero tres retardos del patrimonio contable.

En definitiva, se confirman los resultados de Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996], encontrando evidencia de que "*la modelización de los resultados y el patrimonio contable en un enfoque de valoración lineal requiere una formulación multiretardo en lugar de la formulación de un único retardo que ha sido común en la literatura contable empírica*"(Morel [1999, p. 147]).

Otro tipo de modelo lineal similar a los de Feltham-Ohlson es el utilizado por Callen y Morel [2000]. Para estos autores, los malos resultados obtenidos por Dechow, Hutton y Sloan [1999] y Myers [1999] se deben a que los modelos de Feltham-Ohlson no consideran los dividendos de una forma explícita en la dinámica de la información. El modelo propuesto por Callen y Morel [2000] asume que los dividendos siguen una dinámica basada en Lintner [1956], de manera que se sigue cumpliendo las propiedades lineales de Ohlson [1995], pero ya no se cumple la propiedad de irrelevancia de los dividendos.

Concretamente el modelo puede describirse a partir de la siguiente dinámica de la información:

$$x_t = v + \omega x_{t-1}$$

$$d_t = ck * x_t + (1-c) rbv_{t-1}$$

Siendo la función de valoración:

$$V_t = \kappa_t + \frac{\omega(1-c+k*c)}{(1+r-\omega)(2-c)} x_t + \frac{1-c}{2-c} bv_t$$

donde:

v: intercepto que aproxima el efecto de la "otra información"

c, k*, ω son los parámetros del proceso, que representan, respectivamente, la velocidad de ajuste de los dividendos reales a los dividendos marcados como objetivo, el ratio de pago de los dividendos a largo plazo marcado como objetivo, y el factor de persistencia del resultado contable (x_t).

La primera de las ecuaciones es similar a la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995], aunque con resultados en vez de resultados anormales. Sin embargo, la segunda de ellas está basada en que los dividendos cambian para ajustarse a los dividendos objetivo de la siguiente forma:

$$d_t = d_{t-1} + c\left(d_t^* - d_{t-1}\right) \tag{23}$$

siendo $d_t^* = k^* x_t$

y donde:

d_t: dividendos en el periodo t

d_t^*: dividendos objetivo en el periodo t

c: velocidad de ajuste

k^*: ratio objetivo de pago de dividendos

x_t: resultado del ejercicio en el periodo t

Adicionalmente, Callen y Morel [2000] consideran que las empresas tienen en cuenta la rentabilidad sobre los fondos propios para fijar los dividendos, de manera que:

$$d_{t-1} = r \cdot bv_t$$

Sustituyendo esta expresión en la ecuación (23), se obtiene la segunda de las ecuaciones de la dinámica de la información.

La estimación se realiza mediante un enfoque de serie temporal con empresas para las que se dispone de al menos 25 años de datos en el periodo 1962-1996. Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de la dinámica de la información y de la función de valoración confirman algunos aspectos del modelo, ya que, excepto en un caso, los coeficientes son significativos, con el signo esperado y dentro de los límites supuestos por el mismo. La excepción se obtiene en el coeficiente del patrimonio contable en la función de valoración, ya que presenta un valor superior al límite superior esperado por el modelo.

En definitiva, como Callen y Morel [2000, p. 312] reconocen, la principal conclusión obtenida es que "*el modelo de valoración contable lineal Lintneriano, como el modelo de Ohlson [1995]y sus variantes, necesitan ser mejorados para que tengan validez empírica*".

Podemos apuntar como principal aportaciones de este trabajo, el hecho de considerar el coste de capital como una variable endógena que el propio modelo calcula, y la elección de normalizar las variables por el activo total, lo que lleva a que los resultados no estén afectados por la no estacionariedad de los

resultados, tal y como demuestran los propios autores. Sin embargo, Stober [2000] apunta una inconsistencia del modelo, ya que para las empresas que no pagan dividendos, los valores de los parámetros estarían técnicamente fuera de los parámetros especificados.

Como hemos visto a lo largo de la revisión de los trabajos que estudian el vínculo predictivo de los modelos de Feltham-Ohlson, diversos estudios adoptan una metodología en serie temporal. Sin embargo, los resultados de este tipo de estudios pueden estar influenciados por la no estacionariedad de las series, es decir, las series no tienen una media constante en el tiempo, sino que adoptan un comportamiento creciente. Qi, Wu y Xiang [2000] tratan este tema al analizar las propiedades de serie temporal del modelo de Ohlson [1995] y su influencia sobre los estudios empíricos.

La importancia de su estudio se debe a que, dado que el patrimonio contable y el valor de mercado de las empresas no son normalmente series estacionarias, los resultados pueden estar afectados, ya que la no estacionariedad de las series puede provocar R^2 elevados y estadísticos t significativos cuando realmente podría no existir una relación significativa entre la variable dependiente y las independientes. De hecho, estos autores indican que las regresiones con series temporales no estacionarias sólo son apropiadas si la variable dependiente y los regresores están cointegrados, es decir, aunque la variable independiente y los regresores no sean estacionarios, existe una relación de equilibrio a largo plazo que une los regresores individuales junto a la variable dependiente. Sólo en este caso los errores serán estacionarios y las estimaciones MCO consistentes.

Qi, Wu y Xiang [2000] en primer lugar examinan si de forma individual el valor de mercado de las acciones, el patrimonio contable y el resultado anormal son series estacionarias. Si esto no fuera así, las estimaciones MCO sólo serán consistentes si estas dos últimas variables están cointegradas con el valor de mercado. Los autores contrastan esta posibilidad a través del test Phillips-Perron, que examina si el error de la siguiente regresión es estacionario:

$$P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t^a + e_t \qquad (24)$$

Podemos observar que esta regresión se corresponde con la función de valoración de Ohlson [1995] en el que la variable "otra información" está representada mediante un intercepto. Con una muestra de 95 empresas con datos completos disponibles desde 1958 a 1994, los autores muestran que el valor de mercado y el patrimonio contable no son una serie estacionaria para la mayoría de las empresas de la muestra, aunque el resultado anormal sí lo es para el 79% de la misma, presentado el parámetro de persistencia del resultado anormal un valor medio de 0,45. Por otro lado, se comprueba que el patrimonio contable y el resultado anormal no están cointegrados con el valor de mercado para más del 80% de la muestra, por lo que en estos casos las estimaciones MCO no son consistentes.

A continuación, con objeto de ilustrar la relevancia de la cointegración los autores subdividen la muestra en dos: empresas cointegradas, en las que el patrimonio contable y el resultado anormal están cointegrados con el valor de mercado; y empresas no cointegradas, en las que el patrimonio contable y el resultado anormal no están cointegrados con el valor de mercado. Así, en el periodo 1958-1993 estiman de forma separada los coeficientes de la regresión (24), que son utilizados para predecir el precio de mercado para el año 1994.

Los resultados indican que las predicciones del valor de mercado son significativamente más precisas y menos sesgadas en la muestra de empresas cointegradas, observándose una infraestimación de los valores de mercado de más del 20% en la muestra no cointegrada. Este resultado podría explicar la evidencia de que las aplicaciones empíricas de los modelos de Feltham-Ohlson determinan un valor intrínseco menor que los precios observados en el mercado en la mayor parte de los estudios.

Dados estos resultados del estudio, los autores tratan de identificar métodos que mejoren las regresiones MCO basadas en el modelo de Ohlson [1995], aliviando en gran medida el problema de la no estacionariedad de la serie temporal. En la literatura se han considerado dos enfoques distintos para reducir sus efectos:

- Reducir el periodo muestral a un número relativamente reducido de periodos.

- Deflactar las variables, de manera que queden en términos relativos. Como ejemplo, podemos citar el trabajo de Callen y Morel [2000], que deflactan las variables mediante el activo total a principios de periodo.

Qi, Wu y Xiang [2000] analizan la primera de estas soluciones repitiendo el análisis llevado a cabo, pero subdividiendo el periodo total de 37 años, en dos periodos de 19 y 18 años. Sin embargo, los resultados son idénticos a los que habían obtenido en el periodo conjunto, por lo que reducir el periodo muestral no parece ser la solución al problema de la no estacionariedad.

En cuanto a la segunda alternativa, los autores utilizan varios deflactores: el valor de mercado, el patrimonio contable y los activos totales, todos ellos medidos a principios del periodo. En este caso los resultados sí que mejoran, sobre todo cuando se deflactan las variables por el valor de mercado a principios del periodo, ya que aumenta la estacionariedad de los datos, el resultado anormal y el patrimonio contable cointegran en el 96,8% de los casos, y los errores de una regresión MCO presentan un mejor comportamiento que si no se emplearan deflactores.

En definitiva, si bien el estudio puede estar afectado por el sesgo de supervivencia, la principal implicación que puede obtenerse de este trabajo es que las investigaciones que tratan de contrastar la validez del modelo de Ohlson [1995] mediante regresiones MCO de series temporales, probablemente estén mal especificadas. En opinión de los autores esto podría explicar parcialmente la infraestimación de los valores intrínsecos ampliamente documentada en los estudios previos, y las diferencias en los parámetros teóricos del modelo de Ohlson [1995] y los obtenidos en las regresiones MCO. Como solución a los problemas de la no estacionariedad, Qi, Wu y Xiang [2000] encuentran evidencia de que deflactar los datos con el valor de mercado de las acciones a principios del periodo ayuda a mitigar los mismos.

Para finalizar la revisión de la literatura que modifica el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson presentamos un resumen de las principales conclusiones obtenidas en los mismos en la tabla 2.10.

Tabla 2.10 Resultados de los estudios que utilizan un LIM distinto a los de los modelos Feltham-Ohlson

ω_{11}: persistencia del resultado anormal; γ_1: Persistencia de la "otra información".

TRABAJO	Modelo	Principal resultado
Hand y Landsman [1999]	Ohlson [1995], añadiendo al LIM los dividendos y el patrimonio contable	Información asimétrica: los dividendos sirven como señal al mercado
Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999]	Ohlson [1995], desagregando el resultado en flujos de caja y ajustes por devengo	La persistencia de los flujos de caja es superior a la persistencia de los ajustes por devengo
Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002]	Desagregación del resultado en flujos de caja y ajustes por devengo, y de éstos últimos en sus componentes	Dividir el resultado en flujos de caja y ajustes por devengo y considerar grupos de industrias ayuda a predecir los precios de mercado
Biddle, Chen y Zhang [2001]	Incluye las inversiones de capital y establece relación convexa entre el resultado anormal actual y futuro	Las relaciones entre los resultados anormales futuros y actuales, y entre el fondo de comercio no registrado y el resultado anormal actual, son convexas
Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996]	Sistema de ecuaciones multiretardo del resultado, patrimonio contable y dividendos	Una estructura multiretardo de estas tres variables es más representativa que una uniretardo
Morel [1999]	Sistema de ecuaciones multiretardo del resultado, patrimonio contable y dividendos	Una estructura multiretardo de estas tres variables es más representativa que una uniretardo
Callen y Morel [2000]	Los dividendos siguen una dinámica basada en Lintner [1956]	Los modelos de valoración necesitan ser mejorados
Qi, Wu y Xiang [2000]	Estudio de la estacionariedad y cointegración del precio, patrimonio contable y resultado anormal	Utilizar deflactores ayuda a conseguir la estacionariedad y cointegración de las series temporales

Fuente: Elaboración propia

2.4. Otros estudios basados en las conclusiones de los modelos Feltham-Ohlson o en el alguno de sus supuestos básicos

En este último subapartado del capítulo vamos a revisar brevemente los estudios que se han basado en las conclusiones de Feltham-Ohlson y que más impacto han tenido en la literatura contable, pero no han tenido como objetivo la valoración de acciones o no han utilizado un LIM. Estos estudios los hemos

dividido en dos bloques. En primer lugar, los de relevancia valorativa, que se basan en las conclusiones de Ohlson [1995] a fin de justificar el interés de analizar la relevancia del resultado y el patrimonio contable para la explicación de los precios. En segundo lugar, tratamos los estudios que sí que tratan de valorar acciones, pero sólo mediante la utilización del RIV, ignorando todos los demás aspectos de los modelos de Feltham-Ohlson.

2.4.1. Estudios basados en las conclusiones Ohlson [1995]

El trabajo de Ohlson [1995] ha estimulado un cuerpo creciente de trabajos de relevancia que examinan el vínculo entre el valor de los fondos propios de las empresas y las cantidades reconocidas y/o reveladas en los estados financieros. El interés de estas investigaciones en el modelo de Ohlson [1995] se debe a que éste "*proporciona unos fundamentos conceptuales rigurosos para considerar regresiones del valor sobre los beneficios y el patrimonio contable, dos variables de interés obvio para los creadores de normas*" (Stober [1996, p. 5]). De este modo, muchos estudios tratan de determinar la relevancia de las variables contables, utilizando regresiones del precio de mercado sobre variables como el resultado neto y el patrimonio contable, entre otras muchas.

Este tipo de trabajos suelen realizar regresiones que son variantes de la función de valoración de Ohlson [1995] en términos del resultado contable, que vimos en la expresión (7). Como ejemplos, podemos destacar, entre otros muchos, Amir y Lev [1996], que estudian la relevancia valorativa de la información contable y de otros indicadores no financieros en las empresas de telefonía móvil; Aboody [1996] que investiga la valoración por parte del mercado de las opciones sobre acciones de los empleados de una empresa; Burgsthaler y Dichev [1997] y Barth, Beaver y Landsman [1998], que se centran en la importancia del patrimonio contable y del resultado según la situación financiera de la empresa, haciendo especial mención al valor de la empresa bajo la opción de liquidación o abandono; Collins, Maydew y Weiss [1997] y Francis y Schipper [1999] que examinan la evolución de la relevancia valorativa del patrimonio contable y del resultado a lo largo de cuatro décadas; Lev y Zarowin [1999] que documentan el declive en el tiempo de la relevancia del patrimonio contable en contraste con el incremento en la importancia de los activos intangibles; así como muchísimos otros estudios, previos y posteriores

al de Ohlson [1995], que realizn regresiones similares a sus funciones de valoración para explicar los precios de mercado. En cuanto a los estudios realizados sobre nuestro país destacan los de Giner y Reverte [1999], que analiza la relevancia de los diferentes componentes del beneficio; Giner y Rees [1999], que muestra como los cambios en el sistema contable español por la adaptación a las directivas comunitarias han producido un cambio en la relevancia de la información contable; y Giner y Reverte [2001], que estudian la relevancia de la deuda.

Ahora bien, debemos destacar que sólo se fundamentan en Ohlson [1995] aquellos estudios que basan sus regresiones en alguna de sus dos funciones de valoración, expresiones (6) y (7):

$$P_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t$$
$$P_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right)bv_t + a_2 v_t$$

De esta forma, utilizando los precios observados en el mercado como variable dependiente[27], sólo las regresiones que utilizan como variables explicativas el resultado anormal y el patrimonio contable del periodo, además de "otra información" que todavía no ha afectado al resultado anormal, pueden considerarse que tienen como fundamento la primera de las funciones de valoración de Ohlson [1995]. De igual forma, la segunda función utiliza como variable explicativa el resultado contable, por lo que se deberían incluir también los dividendos y el patrimonio contable del periodo, aparte de la "otra información". No obstante, también es posible sustituir los dividendos por su expresión (2) del excedente limpio, por lo que se trataría de tener en cuenta como variables explicativas el resultado y el patrimonio contable actual, así como el patrimonio contable del periodo anterior.

Por otra parte, debe tenerse en cuenta que en la mayoría de estos trabajos no se tienen en cuenta las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], ya que no se estiman los coeficientes de las regresiones sujetos a las restricciones que marcan las funciones de valoración arriba indicadas. Es decir, no se tiene en

[27] Lo que lleva implícito el cumplimiento de la hipótesis de eficiencia del mercado, es decir, como ya hemos comentado a lo largo de la tesis, el precio de mercado es el mejor estimador del valor de la empresa.

cuenta que los coeficientes α_1, α_2 y k son funciones de los parámetros del LIM. Por tanto, los modelos de Feltham-Ohlson sólo sirven de base para justificar la inclusión de variables como el patrimonio contable o el beneficio como variables explicativas de los precios de mercado.

2.4.2. Estudios basados en el supuesto del RIV

Por último, nos referimos a una serie de estudios que han obtenido los valores de las empresas a través del RIV proyectando la información actual al futuro a través de modelos *ad-hoc* en los que se predicen las variables relevantes en un horizonte temporal a corto plazo y calculando un valor terminal al final de dicho horizonte. Estas especificaciones han dado lugar, en la mayoría de los casos, a modelos no lineales, puesto que la información no evoluciona de acuerdo a un modelo lineal. A su vez, estas especificaciones no proporcionan una función de valoración cerrada como la obtenida en los modelos Feltham-Ohlson.

Asimismo, Ohlson [2001] realiza una crítica de los trabajos que consideran que su modelo y el RIV son prácticamente el mismo, y aclara que el RIV entra a formar parte del análisis de Ohlson [1995] por su utilidad matemática. Sin embargo, "*no debe pensarse en el RIV como la fórmula necesaria para extraer las conclusiones sobre el valor y la rentabilidad*" (Ohlson [2001. p. 111]). Como ya hemos señalado, para demostrar esta afirmación obtiene analíticamente todos los resultados de su estudio a partir de condiciones generales sin suponer en ningún momento la expresión del RIV.

En definitiva, los estudios que mencionamos a continuación no pueden encuadrarse como modelos derivados de los estudios de Feltham-Ohlson, sino como aplicaciones empíricas del RIV en las que el vínculo predictivo se realiza de una forma *ad-hoc*. Estos trabajos han analizado, fundamentalmente, tres aspectos. En primer lugar, nos referimos a aquellos que analizan la validez del RIV, y seguidamente a aquellos que emplean el RIV para calcular valores intrínsecos. Por último, hacemos mención a una línea de investigación reciente que trata de estimar el coste de capital a partir de valoraciones resultantes del RIV.

Aunque diversos trabajos han contrastado la validez del RIV debemos aclarar que rechazar el RIV supondría concluir que los precios de las acciones no representan el valor actual de los flujos de tesorería esperados, lo que supondría negar la teoría de valoración basada en el modelo de descuento de dividendos. Así, Lo y Lys [2000] indican que el RIV es incontrastable, ya que impone la necesidad de disponer de información que es imposible de encontrar empíricamente. Por ejemplo, se hace necesario utilizar subrogados de las expectativas futuras de los inversores, así como truncar la serie infinita de expectativas. De esta forma, los contrastes del RIV necesariamente requieren aproximar ciertos aspectos, por lo que en caso de ser rechazado, será por defectos metodológicos o errores de medida, pero nunca por ser un modelo erróneo.

Bernard [1995] nos ofrece la primera aplicación práctica de las implicaciones del estudio de Ohlson [1995], en la que pretende comparar la capacidad valorativa del RIV con la del modelo de descuento de dividendos. Para ello, considera que la predicción de los beneficios y del patrimonio contable sobre un horizonte temporal finito de 4 años puede ser suficiente.

El razonamiento seguido por Bernard [1995] es el siguiente. Si el valor intrínseco de las acciones de la empresa proporciona una buena aproximación del valor real de la empresa, entonces debería explicar una gran parte de la variación de los precios. Sus resultados indican que, en media, las variables contables pronosticadas explican el 68% de la variación en los precios. Bernard [1995] considera que no conseguir un 100% de poder explicativo se debe a las restricciones de los supuestos anteriormente indicados, y al hecho de no pronosticar los resultados en un horizonte infinito. Para comprobar este razonamiento, considera una regresión en la que adicionalmente a las variables anteriores, se incluye como variable explicativa la predicción del premio del precio sobre el patrimonio contable al final del año cuarto[28], dado que este premio debería reflejar los resultados anormales tras dicho año. La regresión obtiene un R^2 medio del 80%, por lo que el autor concluye que los datos contables reflejan adecuadamente el valor sobre horizontes cortos, y pocas ventajas pueden obtenerse al pronosticar los resultados más allá del cuarto año.

[28] Bernard [1995] no indica en su trabajo como obtiene esta predicción.

Adicionalmente, para valorar la importancia de este poder explicativo, Bernard [1995] lo compara con el coeficiente de determinación obtenido al tratar de explicar el precio mediante los pronósticos de dividendos de *Value Line* en un horizonte temporal también de 4 años, que resulta ser del 29%. Para este autor, este resultado subraya el problema del dilema de los dividendos: aunque los dividendos son los que en última instancia conducen el precio de las acciones, no son un indicador útil de valor sobre horizontes finitos.

No obstante, hay que señalar que Brown, Lo y Lys [1999] cuestionan los resultados del estudio, ya que es muy posible que el patrimonio contable y la predicción de beneficios estén más asociados al efecto escala que los dividendos. El fenómeno efecto escala, documentado en diversos estudios realizados recientemente, provoca en las regresiones de niveles un aumento del R^2 por encima del que se obtendría en una regresión no afectada por el mismo.

Estudios similares al de Bernard [1995] son los realizados por Penman y Sougiannis [1998] y Francis, Olsson y Oswald [2000a]. Estos estudios tratan de comparar la precisión en la aplicación empírica de distintos modelos basados en el RIV, con respecto a la aplicación empírica del modelo de descuento de dividendos y del modelo de flujos de tesorería. La principal diferencia entre estos dos trabajos consiste en los subrogados utilizados para las expectativas futuras. En el primero se usan los datos realizados *ex-post*, y en el segundo las predicciones de analistas de *Value Line*. Los resultados de ambos estudios muestran la superioridad de la aplicación empírica del RIV sobre el resto de modelos, al obtenerse menores errores al comparar los valores estimados con los valores reales. Así, por ejemplo, el modelo basado en el RIV estima los precios de mercado con un error del 30%, frente a errores del 41% y 69% del modelo de los flujos de tesorería y modelo de dividendos, respectivamente (Francis, Olsson y Oswald [2000a]).

En nuestro país, García-Ayuso y Monterrey [1998] contrastan la validez empírica del RIV mediante una regresión en la que interviene el valor en libros y las expectativas de resultados anormales. El objetivo que se plantean es medir la sensibilidad del modelo con respecto a diferentes costes de capital y horizontes temporales. Con datos realizados *ex-post* del periodo 1990-1994, un horizonte temporal de 4 años, y con costes de capital entre el 7% y el 17%, los resultados indican que la elección del coste de capital no afecta a los

coeficientes estimados y la especificación del RIV "*parece ser apropiada para la explicación del valor de la empresa a partir del valor contable de sus recursos propios y sus resultados anormales*" (García-Ayuso y Monterrey [1998, p. 772]).

Por otra parte, estos autores miden la sensibilidad del modelo a la política de dividendos. Los resultados observados indican que el RIV "*proporciona estimaciones sesgadas del valor de la empresa, como consecuencia de las diferencias existentes entre sus políticas de dividendos, de modo que las empresas con políticas consistentes en el reparto de dividendos elevados (reducidos) resultan infravaloradas (sobrevaloradas)*". (García-Ayuso y Monterrey [1998, pp. 775-776]).

Por ello, los autores muestran sus dudas sobre la validez del RIV como instrumento para valorar empresas. Así, apuntan la posibilidad de que el RIV no satisface todas las propiedades fundamentales que se le atribuyen desde un punto de vista teórico, como la irrelevancia de la política de dividendos

Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la aplicación empírica realizada en este estudio se corresponde con una aplicación del RIV en la que se utilizan datos *ex-post*. Por otro lado, las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], como la irrelevancia de la política de dividendos o la existencia de una contabilidad insesgada, dependen de todos los supuestos establecidos en el mismo, y no sólo del RIV, como parecen sugerir los autores. Así, el RIV es sólo una parte del modelo de Ohlson [1995], cuyas propiedades dependen únicamente del modelo de descuento de dividendos y de la relación del excedente limpio. Igualmente, en nuestra opinión los resultados obtenidos por García-Ayuso y Monterrey [1998] pueden estar influenciados por el efecto escala y otros errores de medida, ya que utilizan datos por acción medidos 3 meses después del cierre[29].

Otro tipo de estudios calculan valores intrínsecos a través del RIV. Este tipo de trabajos comparte el objetivo de la presente tesis de calcular los valores intrínsecos y contrastar la eficiencia del mercado. Sin embargo, estos estudios

[29] Como indicamos en el capítulo cuarto, estos dos aspectos pueden causar problemas en la valoración.

utilizan modelos no lineales en los que la información evoluciona de una manera *ad-hoc*. Por ello, dado que no utilizan realmente el modelo objeto de la presente tesis, ni siquiera un LIM fundamentado teóricamente, únicamente hacemos mención a los trabajos más influyentes.

Destaca el trabajo de Frankel y Lee [1998] referido a Estados Unidos en el periodo 1975-1993, en el que a partir del RIV se calculan tres valores intrínsecos con un horizonte de predicción de hasta 3 años, que dependen del valor en libros y de las predicciones de los analistas.

El primer valor considera que la predicción del resultado anormal basada en la predicción de los analistas en el momento t del beneficio del próximo año (f_t^{t+1}) se mantiene a perpetuidad. El segundo valor incorpora la predicción de los analistas del beneficio a dos años (f_t^{t+2}), que también se mantendrá de forma indefinida. Por último, la tercera valoración incorpora la predicción de los analistas del beneficio a 3 años (f_t^{t+3}), que de igual forma se mantendrá indefinidamente.

Una vez calculados los valores, Frankel y Lee [1998] calculan su correlación con los precios de mercados. Sus resultados muestran que, mientras que el patrimonio contable explica alrededor del 36% de la variación en corte transversal de los precios, los valores calculados explican alrededor del 66%. Además, incrementar el horizonte de predicción de 1 a 3 años apenas produce mejoras en la estimación del valor, quizás debido al empeoramiento de la precisión de las estimaciones en horizontes más largos.

El último paso en el estudio de estos autores es el de estudiar la correlación de las medidas de valor calculadas con las rentabilidades de mercado futuras. Para ello calculan el ratio bv_t / P_t y los ratios V_t / P_t, formando cinco carteras en función de los mismos. Las rentabilidades a 12, 24 y 36 meses muestran la existencia de un efecto bv/P, puesto que la cartera de mayores valores del ratio obtiene rentabilidades superiores y significativas que la cartera de menor valor del ratio. Igualmente las carteras de alto V/P obtienen mayores rentabilidades y presenta menor riesgo sistemático (beta) que la cartera de menores ratios V/P. A su vez, la estrategia basada en el ratio V/P mejora ampliamente la basada en el ratio bv/P, sobre todo en los horizontes más largos

(24-36 meses), por lo que los autores concluyen que el ratio V/P predice las rentabilidades de mercado particularmente en horizontes largos.

Frankel y Lee [1999] dan un paso adelante hacia un estudio de carácter internacional, teniendo en cuenta 20 países (incluido España) en el periodo 1987-1994. Los resultados muestran que en todos los países analizados, la medida V explica mucho mejor la variación en los precios que los beneficios o el patrimonio contable por sí solos, confirmando los resultados que ya habían obtenido para Estados Unidos. A su vez, la construcción de carteras sobre la base del ratio V/P, comprando las acciones de las empresas de ratio alto y vendiendo las de ratio baja, produce rentabilidades positivas de forma consistente en los 8 años analizados. La rentabilidad media producida por esta estrategia es del 20,9% anual, siendo las rentabilidades positivas en cada uno de los 8 años del periodo 1987-1994. Las estrategias basada en los ratios beneficio-precio (E/P) y patrimonio contable - precio (bv/P) también obtienen rentabilidades positivas, pero no se comportan de forma tan consistente como la estrategia V/P. Así, los autores concluyen que la evidencia obtenida es importante, tanto si el diferencial de rentabilidad se debe a una mala valoración por parte del mercado del precio de las acciones como si se debe a la existencia de premios por riesgo específicos de cada país.

Lee, Myers y Swaminathan [1999] completan el análisis anterior, teniendo en cuenta una amplia casuística. Así, se escogen varios horizontes de predicción (T), desde 3 a 18 años, de forma que en primer lugar se predicen explícitamente los beneficios para los próximos 3 años, luego se predicen los beneficios implícitamente con una reversión lineal de los mismos a la mediana industrial en el período T, y finalmente el valor terminal en el período T se calcula tomando el resultado residual en T como una renta perpetua. Así, a título de ejemplo, para T=12 años el valor se calcularía conforme a la siguiente expresión:

$$\widehat{V}_t = bv_t + \frac{f_t^{t+1} - r \cdot bv_t}{(1+r)} + \frac{f_t^{t+2} - r \cdot bv_{t+1}}{(1+r)^2} + \sum_{i=3}^{11} \frac{(f_t^{t+i} - r \cdot bv_{t+i-1})}{(1+r)^i} + \frac{(f_t^{t+12} - r \cdot bv_{t+11})}{r} \cdot \frac{1}{(1+r)^{11}}$$

Como coste de capital los autores consideran tanto casos en los que éste es constante como casos en los que varía en el tiempo. Como premio por riesgo cogen varios: 4%, 5%, 6% y 7%. También usan premios por riesgo basados en

el modelo de 1 y 3 factores de Fama y French [1997]. Por último para las predicciones del resultado futuro utilizan tanto las predicciones de los analistas como predicciones basadas en datos históricos. La combinación de todos estos factores les lleva a calcular hasta 25 valores diferentes para cada observación.

Los resultados muestran que los valores intrínsecos calculados superan a los ratios comúnmente utilizados (patrimonio contable-precio (bv/P), beneficio-precio (E/P) y rentabilidad por dividendos (D/P)) tanto en la habilidad para explicar los precios como en el poder predictivo de los mismos. Así, las rentabilidades del mercado estadounidense en el periodo analizado (1963-1996) son predecibles mediante la utilización de los ratios V/P. Los autores controlan este resultado por los determinantes conocidos del riesgo, por lo que concluyen que es posible que el ratio V/P capte una dimensión del riesgo todavía no identificada. Por último, dentro de estos ratios V/P los que mejor se comportan en términos de explicación y predicción de los precios son los que calculan el valor intrínseco de la empresa mediante un coste de capital variable en el tiempo y mediante las predicciones de beneficios de los analistas.

Por último vamos a destacar los trabajos de Francis, Olsson y Oswald [2000b] y Sougiannis y Yaekura [2001]. Los primeros encuentran evidencia en Estados Unidos en el periodo 1976-1997 de que los valores intrínsecos calculados conforme al RIV mediante la utilización de predicciones de analistas son menos sesgados, pero no son más exactos ni explican los precios de mercado mejor que un modelo RIV que utiliza predicciones de resultados calculados conforme a un modelo mecánico de beneficios históricos (un AR(1) o AR(2)), resultado contrario al obtenido por Frankel y Lee [1998]. Según Francis, Olsson y Oswald [2000b] este resultado se produce debido a la relajación del supuesto de que la persistencia del resultado anormal es constante en el tiempo y entre empresas.

Por su parte, Sougiannis y Yaekura [2001] examinan la precisión y el sesgo de los valores intrínsecos calculados mediante la utilización de predicciones de beneficios de los analistas. En concreto consideran un modelo de capitalización de beneficios, el modelo RIV sin un valor terminal y el modelo RIV con un valor terminal, que supone que el resultado anormal crece a una tasa constante más allá del horizonte de predicción (4 años). La evidencia obtenida por estos autores para las empresas estadounidenses en el periodo

1981-1998 muestra que las predicciones de beneficios de los analistas proporcionan información sobre el valor más allá de la proporcionada por el resultado, patrimonio contable y dividendos. No obstante, los valores estimados son, en general, sesgados e imprecisos. Además, el modelo que utiliza un valor terminal no siempre domina al resto, de manera que diferentes modelos son apropiados para diferentes empresas. Por ello, Sougiannis y Yaekura [2001] concluyen que es posible que los modelos estimen el valor adecuadamente pero que los precios de mercado sean ineficientes.

Por otra parte, el enfoque contrario al anterior lo adoptan los estudios recientes que, tomando los precios de mercado (suponiendo pues que el mercado es eficiente), y observada la información relevante (el resultado y patrimonio contable, las predicciones de beneficios, los dividendos, etc.), tratan de estimar los costes de capital que el mercado aplica a la información observable para obtener el precio que impera en el mercado.

Aunque la estimación de este coste de capital no es el objetivo de esta tesis sí nos parece adecuado hacer referencia a esta nueva línea de investigación, pues a pesar de que ya hace tres décadas de la aparición del *Capital Assets Pricing Model* (CAPM), en el campo de las finanzas se continúa luchando contra el problema práctico de estimar adecuadamente el coste de capital propio de una empresa. Estos estudios sugieren un método alternativo para su cálculo, utilizando el RIV y los precios de mercado actuales para calcular el coste de capital implícito en ellos.

Destacan, por un lado, los trabajos de Claus y Thomas [1999, 2001] que utilizan el RIV para estimar un premio por riesgo implícito, mostrando que este premio es mucho menor que el premio por riesgo que se obtiene mediante rentabilidades realizadas históricas. Por tanto, la conclusión parece ser que los precios de mercado no están tan sobrevalorados como en principio podría parecer.

Por otra parte, Gebhardt, Lee y Swaminatham [2000] muestran que el coste de capital implícito basado en el RIV está correlacionado con factores de riesgo, obteniendo que el mercado utiliza una mayor tasa de descuento para las empresas con alto endeudamiento, menor seguimiento por parte de los analistas, menor liquidez y beneficios más volátiles y menos predecibles. También

encuentran evidencia de que una gran proporción de la variación en el coste de capital implícito puede ser explicada por estos factores, por lo que sería posible estimar un coste de capital basado en ellos sin tener en cuenta los modelos tradicionales de valoración de activos.

En definitiva, se trata de una prometedora línea de investigación que en un futuro puede permitir obtener una visión mucho más exacta de los costes de capital a los que se enfrentan las empresas y de su variación. Además, tiene estrechas conexiones con la valoración, ya que el coste de capital se relaciona con factores de riesgo que van más allá del clásico riesgo sistemático del CAPM.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

CAPÍTULO 3 PLANTEAMIENTO DE MODELOS BASADOS EN OHLSON [1995] Y FELTHAM Y OHLSON [1995]

Una de las principales limitaciones de las investigaciones que se han llevado con anterioridad a los modelos de Feltham-Ohlson ha sido la especificación *ad-hoc* de modelos que trataban de representar la relación entre la predicción de resultados y los dividendos futuros. Sin embargo, mediante la formalización de la dinámica de la información, Feltham-Ohlson consiguen dotar a estas investigaciones previas de una sólida base teórica. Además, lo que es más importante en nuestra opinión, proporcionan una guía totalmente válida para los estudios que se lleven a cabo en el futuro.

En la presente tesis pretendemos contrastar empíricamente los modelos Feltham- Ohlson. Sin embargo, según los valores de los distintos parámetros del LIM y según consideremos o no las variables de la "otra información" de cada uno de sus modelos, nos encontramos ante aplicaciones totalmente distintas, no sólo en su formulación analítica sino también en su significado económico. Por ello, antes de entrar a detallar la metodología que empleamos en la parte empírica de la tesis, creemos conveniente estudiar con detalle los casos específicos que vamos a utilizar en la misma, tanto para la predicción de los resultados anormales futuros como para el cálculo de los valores intrínsecos de las empresas.

Así, comprobamos que diversos modelos utilizados anteriormente en la literatura pueden ser considerados como casos especiales del modelo de Feltham y Ohlson [1995]. Como ya se ha expuesto en el primer capítulo de fundamentos teóricos, el primer caso particular del modelo de Feltham y Ohlson [1995] viene dado por el supuesto de la existencia de una contabilidad insesgada. Bajo este supuesto el valor del parámetro de conservadurismo en el LIM es $\omega_{12}=0$, lo que nos lleva directamente al modelo de Ohlson [1995]. Por ello, primero vemos los modelos basados en Ohlson [1995], y a continuación incorporamos el conservadurismo contable para obtener los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995].

3.1. Modelos basados en Ohlson [1995]

Recordemos que el modelo teórico general de Ohlson [1995] nos indica que la serie temporal esperada de resultados anormales sigue un proceso autoregresivo marcado por el parámetro de su persistencia ω, y por la variable "otra información", que es útil para la predicción del resultado anormal pero que no afectará al mismo hasta el siguiente periodo. Específicamente, está representado por el LIM cuyo sistema de ecuaciones vimos en la expresión (5):

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{11} x_{t}^{a} + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{1t+1} &= \qquad \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \tag{25}$$

donde en la expresión (5), ω, v_t y γ han sido sustituidos por ω_{11}, v_{1t} y γ_1 con el objeto de utilizar la misma terminología empleada por Feltham y Ohlson [1995] y evitar confusiones cuando tratemos empíricamente este último modelo.

Por otro lado, en la tesis vamos a calcular la serie de resultados anormales esperados. Por ello, necesitamos calcular la función de expectativas del resultado anormal, tarea que se acomete en el Apéndice VII, donde se demuestra que, tomando esperanzas en este LIM, el modelo de Ohlson [1995] realiza las siguientes predicciones del resultado anormal futuro:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x_t^a + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1} v_{1t} \tag{26}$$

Introduciendo estas expectativas en el RIV, recordemos que el LIM de Ohlson [1995] daba como función de valoración la expresión (6), si bien al coeficiente α_2 lo hemos llamado β_1 para seguir la notación empleada por Feltham y Ohlson [1995]:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_{1t} \tag{27}$$

donde:

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1 + r - \omega_{11}}; \quad \beta_1 = \frac{1 + r}{\left(1 + r - \omega_{11}\right)\left(1 + r - \gamma_1\right)}$$

Este es el caso general de Ohlson [1995], pero debemos recordar que, según consideremos o no la variable "otra información" y tomemos unos valores u otros de los parámetros de persistencia ω_{11} y γ_1, obtendremos distintas funciones de valoración y de expectativas de resultados futuros. Los pesos relativos en dichas funciones de las tres variables relevantes (patrimonio contable, resultado anormal, "otra información") cambiarán según los valores de dichos parámetros.

En los siguientes subapartados vamos a enumerar los distintos modelos resultantes de variar el valor de los parámetros, diferenciando entre los modelos que tienen en cuenta la "otra información" y los que la ignoran, con el objetivo de establecer la relevancia de esta variable.

3.1.1. Modelos que ignoran la variable "otra información"

Estos modelos pueden obtenerse a partir de las expresiones (26) y (27) anteriores, pero teniendo en cuenta que la variable "otra información" no es considerada en las mismas (v_{1t}=0). Rn este apartado constatamos que los distintos modelos resultantes han sido utilizados en la literatura contable durante décadas, si bien hasta la publicación de los trabajos de Feltham-Ohlson no han tenido una base teórica sólida.

Así, el LIM resultante de eliminar la existencia de "otra información" sería:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{11} x_t^{a} + \varepsilon_{1t+1}$$

Lo que da como funciones de expectativas y de valoración las siguientes expresiones (tomando v_{1t}=0 en las expresiones (26) y (27)):

$$E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x_t^{a}$$

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^{a}; \text{ siendo } \alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{\left(1 + r - \omega_{11}\right)}$$

A partir de estas funciones, podemos considerar los tres siguientes casos específicos según los distintos valores que tome el parámetro ω_{11}.

- **Modelo 1 (ω_{11}=0)**

En este caso estaríamos ante un modelo en el que todo el peso valorativo recae sobre el patrimonio contable, pues los resultados anormales son transitorios, al ser su parámetro de persistencia cero. Por tanto, dado que las expectativas de resultados anormales futuros son cero, y se ignora cualquier otra información relevante, el valor de la empresa es igual al patrimonio contable del periodo actual.

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0; \qquad \tau \geq 1$$

$$V_t = bv_t \qquad \textbf{[M1]}$$

En el contexto del modelo de Ohlson [1995] esta especificación ha sido utilizada por Dechow, Hutton y Sloan [1999]. Además, ha servido en diversos estudios, como el de Myers [1999], como modelo de referencia para comprobar si el resultado contable es capaz de mejorar las estimaciones proporcionadas por el patrimonio contable por sí sólo. Por otra parte, los estudios de Burgsthaler y Dichev [1997] y Barth, Beaver y Landsman [1998], hacen especial referencia a que el valor de una empresa con resultados negativos y dificultades financieras sería aproximadamente su patrimonio contable, pues sería su valor bajo la opción de liquidación o abandono.

- **Modelo 2 (ω_{11} = 1)**

Este sería un modelo de beneficios, que se basa en el supuesto de que el resultado anormal del período persiste de manera indefinida. Es decir, las expectativas de futuros resultados anormales se igualan al resultado anormal actual. Por tanto, el valor de la empresa debe ser igual al valor actual de una renta perpetua de término igual al resultado actual, y en el que hay que tener en cuenta los beneficios reinvertidos en el período, ya que estos beneficios reinvertidos aumentan los fondos propios disponibles para generar los beneficios del siguiente año.

El modelo quedaría representado de la siguiente forma:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = x_t^a; \qquad \tau \geq 1$$

[M2]

$$V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r} = \varphi x_t - d_t; \qquad \text{donde } \varphi = \frac{1+r}{r}$$

Esta última función se obtiene aplicando la definición de resultado anormal y la relación del excedente limpio, expresión (3) y (2), respectivamente:

$$V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r} = \frac{x_t}{r} + \left(bv_t - bv_{t-1}\right) = \frac{x_t}{r} + \left(x_t - d_t\right) = \frac{\left(1+r\right)}{r}x_t - d_t$$

$$x_t^a = x_t - rbv_{t-1} \qquad bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t$$

Debemos destacar que este modelo se asemeja a los modelos de capitalización de beneficios que han sido ampliamente utilizados en la literatura contable, en los que el patrimonio contable no es tenido en cuenta en la función de valoración, el beneficio sigue un recorrido aleatorio, y el ratio de pago de dividendos es del 100%.

De esta manera, si el mercado no tiene en cuenta otra información que no sea este beneficio contable, e introducimos en la función de valoración las restricciones implícitas, $\omega_{11}=1$, $x_t=d_t$, obtenemos la siguiente relación: $V_t = \frac{1}{r}x_t$, que es la clásica ecuación en la que el valor de la empresa es igual al valor capitalizado del resultado actual (véase Kothari [1992] y Kothari y Zimmerman [1995]).

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

Bajo esta especificación nos encontraríamos ante una función de valoración que puede interpretarse como la media ponderada de los modelos del patrimonio contable y del resultado vistos en los dos casos anteriores, donde en la expresión (7), el parámetro k marca los pesos de estos dos modelos:

$$V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right)bv_t$$

siendo,

$$k = \alpha_1 \cdot r = \frac{r \cdot \omega_{11}}{\left(1 + r - \omega_{11}\right)} \text{ ; y } \qquad \varphi = \frac{1 + \mathrm{r}}{\mathrm{r}} \text{ ;}$$

El modelo resultante se corresponde con el caso general en el que las expectativas de resultados anormales se basan en el resultado anormal actual, pero presentan un proceso de reversión hasta llegar a ser cero en un horizonte infinito. El valor del parámetro de persistencia ω_{11} es el que marca la velocidad de este proceso de reversión.

El valor de la empresa será una combinación lineal de las dos variables fundamentales: el patrimonio contable y el resultado anormal del periodo, de tal manera que el peso relativo de la variable patrimonio contable (resultado anormal) es decreciente (creciente) respecto al parámetro de persistencia ω_{11}. Es decir, cuanto mayor (menor) sea la persistencia del resultado anormal, mayor (menor) será su importancia relativa en el valor de la empresa.

Ahora bien, para poder aplicar esta especificación del modelo, es necesario estimar el valor del parámetro ω_{11}. En la literatura contable comúnmente se ha ignorado la variable "otra información" debido a su dificultad en identificarla al no ser observable. Una posible solución para reducir los problema de omitirla en las estimaciones es modificar el LIM de Ohlson [1995], incluyendo un intercepto que recoja el efecto de cualquier variable omitida en el modelo. Myers [1999] y Ota [2002], entre otros muchos, realizan regresiones que incluyen estos interceptos, que en el caso de Ohlson [1995] es la siguiente:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_{t}^{a} + \varepsilon_{1t+1}$$

Debemos puntualizar que al realizar esta regresión se está considerando un LIM que es diferente al de Ohlson [1995], ya que se incluye la constante ω_{10}. Myers [1999] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001] documentan el sesgo que se puede producir si no se tiene en cuenta esta constante en la función de valoración y se emplea sin más la expresión (6) o (7).

Por tanto, para que no se produzcan sesgos en los valores calculados es necesario recalcular las funciones de expectativas y de valoración, que como muestra el Apéndice VIII son:

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

[M3]

$$V_t = bv_t + \alpha_0 + \alpha_1 x_t^a$$

donde:

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

Como se había indicado con anterioridad, Myers [1999] tiene en cuenta este intercepto en sus modelos, pero no calcula correctamente el valor de la empresa, ya que considera: $\alpha_0 = \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1-\omega_{11})}$

Por último, es interesante destacar que esta especificación empírica tiene en cuenta las implicaciones de estimar el parámetro de persistencia del resultado anormal con un intercepto. Además, se corresponde con el modelo general de Ohlson [1995] en el que $v_t = \omega_{10}$, y $\gamma_1 = 1$, como puede comprobarse al sustituir estos valores en su función de valoración. Es decir, la "otra información" se mide a través de su efecto medio en una autoregresión de los resultados anormales, siendo su efecto persistente.

3.1.2. Modelos que incorporan la variable "otra información"

Como hemos visto en el capítulo primero de la tesis, una de las innovaciones de los modelos Feltham-Ohlson es la existencia de "otra información" relevante para la predicción de los resultados anormales futuros y para la valoración de las acciones de una empresa. Esta variable aparece en los modelos debido a que el sistema contable no capta siempre todos los acontecimientos relevantes para la valoración de una empresa, lo que provoca que éstos sean registrados en la contabilidad en un momento posterior al

momento en que el mercado anticipa dicha información. Este fenómeno es comúnmente conocido en la literatura internacional como *accounting recognition lag*.

En cuanto a su definición e identificación, caben diversas interpretaciones sobre exactamente qué es la "otra información, si bien Ohlson [1995, p. 668] afirma que "*la variable otra información debería pensarse como un resumen de los hechos relevantes para la valoración que todavía deben tener un impacto en los estados financieros*", de manera que las realizaciones de esta variable se incorporarán a los resultados anormales de los periodos siguientes.

Sin embargo, Ohlson [1995] no identifica en ningún momento con exactitud qué es esta variable ni cómo medirla, siendo imposible controlar explícitamente todas las posibles v_t. De ahí que, como hemos visto en la revisión de la literatura, la mayoría de los trabajos empíricos que han utilizado los modelos de Feltham-Ohlson como referencia han ignorado esta variable v_t.

Entre los modelos que sí han incorporado la "otra información", destaca uno de Myers [1999], que considera que la acumulación de pedidos es información que disponen los participantes del mercado estadounidense pero que todavía no ha sido incorporada en el sistema contable. Para este autor, la decisión de incluirla en su modelo se apoya en el hecho de que esta variable debería indicar un aumento en el resultado anormal del siguiente periodo por dos motivos fundamentales. En primer lugar, una acumulación de pedidos puede indicar un desbordamiento de la capacidad productiva de la empresa en el momento actual, por lo que en cuanto la empresa resuelva el problema el resultado anormal debería aumentar. Alternativamente, un aumento en la acumulación de pedidos puede deberse a un aumento de la demanda, por lo que el resultado anormal aumentará a medida que se vayan ejecutando las órdenes de venta. Sin embargo, los resultados obtenidos por este autor no corroboran este razonamiento.

Por otro lado, Ota [2002] considera que al omitir v_t, esta variable "otra información" es absorbida en el término de error u_t. Como resultado de esto, u_t sigue un proceso autoregresivo de primer orden, ya que originalmente v_t también sigue este proceso. Por ello, el autor ajusta sus estimaciones y la función de valoración, adaptándolas a la existencia de correlación serial en los

errores. Sus resultados indican ligeras mejoras de este procedimiento en relación a los procedimientos de ignorar la "otra información" o de considerar interceptos que la aproximen.

Una tercera posibilidad es la utilizada por Dechow, Hutton y Sloan [1999], a sugerencia de Ohlson [2001]. El procedimiento sugerido por este último autor mide la "otra información" teniendo en cuenta la predicción de resultados de los analistas financieros para el próximo periodo. Así, la variable v_t sería la diferencia entre la predicción implícita del resultado anormal del próximo año de los analistas, y la predicción que puede realizarse teniendo en cuenta la información contenida sólo en la serie histórica de resultados anormales.

En nuestra opinión, este es el método más adecuado de incorporar la "otra información", ya que es de esperar que los analistas que siguen a las empresas manejen toda la información disponible sobre la misma, esté o no incluida en los estados financieros. De esta forma, en la parte empírica de la tesis, seguimos las recomendaciones de Ohlson [2001], midiendo la "otra información" mediante el siguiente procedimiento.

Tomamos esperanzas en la primera ecuación del LIM del modelo de Ohlson [1995], expresión (25) :

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega_{11} x_t^a + v_{1t}$$

A continuación despejamos la variable "otra información", que sería la diferencia entre las expectativas del resultado anormal para el próximo periodo basado en toda la información disponible en el momento actual y las expectativas basadas únicamente en el resultado anormal actual:

$$v_{1t} = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega_{11} x_t^a \qquad (28)$$

Siguiendo a Ohlson [2001], si consideramos que la predicción por parte de los analistas en el momento t del resultado contable a un año, f_t^{t+1}, recoge toda la información disponible en el mercado[30], entonces $E_t\left[x_{t+1}\right] = f_t^{t+1}$.

A partir de esta predicción de los analistas, podemos construir la predicción implícita del resultado anormal descomponiéndolo en sus componentes:

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1} - r \cdot bv_t\right] = f_t^{t+1} - r \cdot bv_t = f_t^{a,t+1}$$

donde $f_t^{a,t+1}$ es la predicción en el momento t del resultado anormal del periodo (t, t+1) implícita en la predicción de resultado de los analistas.

Así, sustituyendo esta última igualdad en la expresión (28) queda:

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{11} x_t^a = f_t^{t+1} - r \cdot bv_t - \omega_{11} x_t^a \qquad (29)$$

Por ello, para hallar la "otra información" útil para predecir el resultado anormal, primero tendremos que estimar el parámetro de persistencia del resultado anormal (ω_{11}), para posteriormente hallar la diferencia entre la predicción del resultado de los analistas, que debe incluir toda la información disponible, y la predicción del resultado de un modelo autoregresivo que incluye la información de los resultados anormales contenida en su serie histórica.

A continuación vamos a desarrollar los modelos que van a tener en cuenta la variable "otra información", si bien antes nos parece especialmente útil volver a escribir las principales expresiones del modelo de Ohlson [1995] en términos de las predicciones de los analistas.

La principal característica de utilizar las predicciones de los analistas es que el resultado anormal esperado para el próximo periodo siempre será el obtenido sobre la base de las predicciones de los analistas. Esto es, tomando

[30] Una alternativa a esta elección es la señalada por Hand y Landsman [1999], que toman los datos observados *ex-post* del resultado contable, esto es $E_t\left[x_{t+1}\right] = x_{t+1}$. Sin embargo, este método tiene un importante inconveniente: la información de x_{t+1} no es conocida en el momento de efectuar la valoración en el periodo t.

esperanzas en la primera ecuación del LIM, expresión (25), y sustituyendo v_{1t} por la expresión (29) anterior se obtiene:

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

Además, sustituyendo en la serie de expectativas de resultados anormales, función (26), la expresión que vamos a utilizar para v_{1t}, igualdad (29), obtenemos el valor esperado del resultado anormal para cualquier periodo futuro en función de las predicciones de los analistas:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \omega_{11}{}^{\tau}x_t^a + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1}\left(f_t^{a,t+1} - \omega_{11}x_t^a\right) \tag{30}$$

Simplificando queda:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = -\frac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}{}^{\tau-1} - \gamma_1{}^{\tau-1}\right)}{\omega_{11} - \gamma_1}x_t^a + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1}f_t^{a,t+1} \tag{31}$$

Podemos observar que para valores de los factores de persistencia, ω_{11} y γ_1, comprendidos entre sus valores teóricos de 0 y 1, el resultado anormal entra en la función de expectativas con un signo no-positivo mientras que la predicción de los analistas entra con signo positivo. Esto no quiere decir que a mayor resultado anormal actual, peores expectativas de resultados anormales para el año siguiente, sino que como puede observarse en la expresión (30), el signo de $\left(f_t^{a,t+1} - \omega_{11}x_t^a\right)$ es el que realmente proporciona "otra información" "positiva" o "negativa", con el consiguiente aumento o descenso en los resultados anormales esperados.

En cuanto a la función de valoración, sustituyendo la expresión (29) de v_{1t} en la función de valoración general de Ohlson [1995], expresión (27), resulta:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1(f_t^{a,t+1} - \omega_{11}x_t^a) \tag{32}$$

Simplificando, obtenemos:

$$V_t = bv_t + \left(\alpha_1 - \beta_1\omega_{11}\right)x_t^a + \beta_1 f_t^{a,t+1} \tag{33}$$

donde:

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} \geq 0\,; \quad \beta_1 = \frac{1+r}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)} \geq 0\,;$$

$$\alpha_1 - \omega_{11}\beta_1 = \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})\left(1+r-\gamma_1\right)} \leq 0$$

Como indica Ohlson [2001, pp. 113-114], el coeficiente sobre el resultado anormal actual es no-positivo, de manera que el peso de la valoración recae sobre el resultado anormal que se espera para el próximo periodo. Esto se debe a que se producirá un aumento en el valor de la empresa si se espera que mejore el resultado anormal, mientras que se producirá una disminución en el mismo si se espera un descenso en el resultado anormal. El término $\beta_1(f_t^{a,t+1} - \omega_{11}x_t^a)$ de la expresión (32) es el que marca el aumento o disminución del valor total de las acciones de la empresa, ya que es el que indica si la "otra información" es positiva o negativa para la empresa.

Queremos recalcar que el signo negativo en el resultado anormal no quiere decir que a mayor resultado anormal menor valor de la empresa, ya que a mayor resultado anormal también será mayor la predicción del mismo. Podemos ver esto de forma analítica si consideramos que la predicción del resultado anormal basado en los analistas es igual al resultado anormal actual más el aumento o disminución esperado del mismo, esto es: $f_t^{a,t+1} = x_t^a + E_t\left[\Delta x_{t+1}^a\right]$. Así, el valor de la empresa según la expresión (33) quedará:

$$V_t = bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})\left(1+r-\gamma_1\right)} x_t^a + \frac{1+r}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)}\left(x_t^a + E_t\left[\Delta x_{t+1}^a\right]\right)$$

De esta forma, el resultado anormal pondera de forma positiva, ya que bajo los supuestos del modelo $0 \leq \omega_{11}, \gamma_1 \leq 1$, tanto el numerador como el denominador de su coeficiente conjunto es positivo, pues $\left(1+r\right) > \omega_{11}\gamma_1$. Así, el valor de la empresa será mayor o menor según se espere un aumento o disminución en el resultado anormal, respectivamente.

Por otro lado, si queremos calcular el valor de la empresa en función del resultado contable, partimos de la función general de Ohlson [1995], expresión

(7), llamando β_1 al coeficiente α_1 para seguir la notación de Feltham y Ohlson [1995]:

$$V_t = k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \left(1-k\right) bv_t + \beta_1 v_{1t} \tag{34}$$

donde,

$$k = \frac{r \cdot \omega_{11}}{1 + r - \omega_{11}}; \qquad \varphi = \frac{1+\mathrm{r}}{\mathrm{r}}; \qquad \beta_1 = \frac{1+r}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)}$$

Aplicando la definición de resultado anormal, la variable "otra información" utilizada en el presente estudio, expresión (29), puede rescribirse como: $v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{11} x_t^a = \left(f_t^{t+1} - rbv_t\right) - \omega_{11}\left(x_t - rbv_{t-1}\right)$

Si sustituimos en esta igualdad el valor de bv_{t-1} por su valor según la relación del excedente limpio: $bv_{t-1} = bv_t + d_t - x_t$; y simplificamos, obtenemos:

$$v_{1t} = f_t^{t+1} - \left(1-\omega_{11}\right) r \cdot bv_t - \omega_{11} r \left(\frac{1+r}{r} x_t - d_t\right)$$

Sustituyendo esta expresión de v_{1t} en la función (34), queda la siguiente función de valoración:

$$V_t = b_1 \cdot bv_t + b_2\left(\varphi x_t - d_t\right) + b_3 f_t^{t+1} \tag{35}$$

donde,

$$b_1 = \frac{\left(1+r\right)\left(1-\omega_{11}\right)\left(1-\gamma_1\right)}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)} \geq 0; \qquad b_2 = \frac{-\gamma_1 \omega_{11} r}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)} \leq 0;$$

$$b_3 = \beta_1 = \frac{1+r}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\gamma_1\right)} > 0; \qquad \varphi = \frac{\left(1+r\right)}{r}$$

De nuevo sirve lo indicado anteriormente, ya que puede observarse como el coeficiente sobre el resultado actual es no-positivo. Esto es, la predicción del resultado asume el papel de portador del valor, de manera que aumentos (disminuciones) en los resultados esperados se traducen en aumentos (disminuciones) en el valor de la empresa, ya que el valor de la "otra información" es positivo (negativo).

En función de los valores que tomen el parámetro de persistencia del resultado anormal (ω_{11}) y el parámetro de persistencia de la "otra información" (γ_1), podemos analizar detenidamente los posibles valores que pueden tomar la función de expectativas (31), los coeficientes α_1, β_1 en la expresión (33), y los coeficientes b_i en la expresión (35). Esto nos lleva a los casos especiales del modelo de Ohlson [1995] que se van a considerar a continuación.

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

Este modelo, aunque incorpora la variable "otra información" calculada sobre la base de las predicciones de los analistas, considera que su efecto y el de los resultados anormales es meramente transitorio. Por tanto, el valor de la empresa será simplemente la suma del patrimonio actual más el valor actual de la predicción del resultado anormal del periodo siguiente, ya que, aunque el efecto de la "otra información" es transitorio, es información que se ve reflejada en los resultados anormales del periodo siguiente. De esta forma, el patrimonio contable tiene una gran importancia en la función de valoración.

Así, de forma general, teniendo en cuenta que el LIM de este modelo hace referencia al siguiente comportamiento de la información:

$$x_{t+1}^{a} = v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$v_{t+1} = \varepsilon_{2t+1}$$

e incorporando las restricciones $\omega_{11} = 0$, $\gamma_1 = 0$ en las funciones (26) y (27) nos queda:

$$E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] = v_{1t};$$
$$E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = 0; \quad \tau > 1$$
$$V_t = bv_t + \frac{v_{1t}}{(1+r)}$$

Utilizando la predicción de los analistas, y teniendo en cuenta la expresión (29), la variable "otra información" simplemente es el resultado anormal del próximo periodo esperado por los analistas, esto es, $v_{1t} = f_t^{a,t+1} = f_t^{t+1} - r \cdot bv_t$, ya que ω_{11}=0.

De esta forma, el modelo 4 está caracterizado por las siguientes funciones:

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

[M4]

$$V_t = bv_t + \frac{f_t^{a,t+1}}{(1+r)} = \frac{bv_t + f_t^{t+1}}{(1+r)}$$

Debemos destacar que en este modelo el resultado actual no es relevante, desde el punto de vista del valor, ya que uno de los factores de persistencia presenta un carácter temporal. Es decir, en la expresión (35) el coeficiente asociado al resultado anormal será cero si y sólo si alguno de las dos persistencias es cero: $b_2 = 0 \Leftrightarrow \omega_{11} = 0$ o $\gamma_1 = 0$. A su vez, debemos indicar que modelos similares al aquí considerado han sido utilizados por Frankel y Lee [1998, 1999].

En definitiva, el valor de la empresa es el valor actual de la suma del patrimonio contable actual más el resultado contable esperado para el próximo periodo. Los periodos posteriores no son tenidos en cuenta, ya que los resultados anormales son nulos a partir de ese momento.

- **Modelo 5 (ω_{11} = 1, γ_1 = 0) y (ω_{11} = 0, γ_1= 1)**

En el caso ω_{11}=1, γ_1=0, los supuestos del modelo se basan en una persistencia indefinida del resultado anormal, siendo el efecto de la variable "otra información" transitoria. De esta forma, dado que el resultado anormal no presenta reversión a cero en el tiempo, el resultado del período cobra vital importancia en la valoración, reduciéndose la importancia del patrimonio contable.

Como puede comprobarse en el Apéndice IX, esta especificación del modelo es igual a la que se obtiene limitando los parámetros a ω_{11}=0 y γ_1=1, que nos indicaría que la variable "otra información" nos proporciona el valor esperado del resultado del periodo siguiente, persistiendo este efecto indefinidamente.

De forma general, tomando $\omega_{11} = 1$, $\gamma_1 = 0$ en las funciones (26) y (27):

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = x_t^a + v_{1t}; \qquad \tau \geq 1$$

$$V_t = bv_t + \frac{1}{r}(x_t^a + v_{1t}) = \frac{1+r}{r}x_t - d_t + v_{1t}$$

Y haciendo $\omega_{11} = 0$, $\gamma_1 = 1$ en las funciones (26) y (27):

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = v_{1t}; \;\; \tau \geq 1$$

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{v_{1t}}{(1+r)^{\tau}} = bv_t + \frac{v_{1t}}{r}$$

Debemos destacar que estas dos funciones de valoración dan la misma especificación del modelo, ya que al depender v_{1t} del valor del parámetro ω_{11} (expresión (29)), el valor concreto que tome v_{1t} será distinto según la persistencia del resultado anormal sea temporal o permanente.

Así, si una empresa obtiene un resultado anormal de 10 u.m. y la predicción para el próximo año es de 15 u.m., en el caso de considerar $\omega_{11} = 1$, $\gamma_1 = 0$ estamos suponiendo que el resultado anormal es de 10 u.m., y la "otra información" es 15-10=5 u.m. Así, el resultado esperado para el próximo año es $1 \cdot x_t^a + v_t$ =10+5=15 u.m. y persistirá indefinidamente, y la "otra información" ya no volverá a tener efecto al ser transitoria, es decir, $v_{1t+1} = 0 \cdot v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$.

Sin embargo, si consideramos que $\omega_{11} = 0$, $\gamma_1 = 1$, el valor de la "otra información" será 15-0$\cdot x_t^a$=15 u.m., ya que el resultado de 10 u.m. era temporal. De esta forma, el resultado anormal esperado para el próximo periodo será $x_{t+1}^a = 0 \cdot x_t^a + v_t = 15$ u.m. Aunque este resultado anormal será de nuevo temporal, la "otra información" de 15 u.m. persistirá de manera indefinida, ya que $v_{1t+1} = 1 \cdot v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$, de manera que el resultado anormal esperado para los siguientes periodos siempre será 15 u.m.

En el Apéndice IX se demuestra que en ambos casos, tomando $E_t\left[x_{t+1}\right] = f_t^{t+1}$, obtenemos el siguiente modelo:

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

[M5]

$$V_t = \frac{f_t^{t+1}}{r}$$

La variable relevante a efectos valorativos es, únicamente, la predicción de resultados de los analistas, ya que, en términos de la expresión (35), cuando uno de los parámetros de persistencia es cero y el otro uno, las variables contables actuales no son relevantes, es decir, en la función de valoración, expresión (35): $b_1 = b_2 = 0 \Leftrightarrow \omega_{11}\gamma_1 = 0$, y $\omega_{11} + \gamma_1 = 1$.

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

- **Modelo 6 (ω_{11}=1, γ_1=1)**

En este caso, tanto el resultado anormal como la "otra información" persisten indefinidamente. La característica más importante es que esta especificación del modelo provoca que la serie de los resultados anormales esperados no sea estacionaria, aunque es posible calcular el valor de la empresa, ya que, como se demuestra en el Apéndice X:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = x_t^a + \tau\, v_{1t}; \qquad \tau \geq 1, \text{ y}$$

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] \xrightarrow{\tau\to\infty} \infty$$

$$V_t = bv_t + \frac{1}{r}x_t^a + \frac{(1+r)}{r^2}v_{1t}$$

Adaptando estas expresiones a la utilización de la predicción de resultados de los analistas, calculamos la "otra información" mediante la expresión (29), tomando ω_{11}=1, esto es, $v_{1t} = f_t^{a,t+1} - x_t^a$.

Esto nos lleva al siguiente modelo[31] (veáse Apéndice X):

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \tau f_t^{a,t+1} - (\tau - 1)x_t^a;$$

[M6]

$$V_t = bv_t - \frac{1}{r^2}x_t^a + \frac{(1+r)}{r^2}f_t^{a,t+1} = \frac{d_t}{r} + \frac{1+r}{r^2}\left(f_t^{t+1} - x_t\right)$$

En definitiva, de nuevo el patrimonio contable no entra a formar parte del valor de la empresa, ya que, como vimos anteriormente, no es una variable relevante si alguno de los factores de persistencia presenta un carácter permanente. El peso del valor viene dado por el dividendo actual ajustado por la expectativa de incremento o disminución del resultado del próximo periodo.

No obstante, este modelo puede carecer de sentido económico, ya que en dos situaciones no alejadas de la realidad, el valor de la empresa calculado mediante la función anterior [M6] nos daría un importe negativo:

- Si la empresa no paga dividendos y la predicción del resultado para el próximo periodo es inferior al resultado actual.

$$V_t = \frac{1+r}{r^2}\left(f_t^{t+1} - x_t\right) < 0$$

Este resultado se debe a que se espera que la empresa obtenga un resultado por debajo de su rentabilidad normal, por lo que la "otra información" es negativa. La persistencia permanente provoca que ese resultado por debajo de lo normal y esa "otra información" negativa se repitan de manera indefinida en el tiempo.

- Si paga dividendos por un importe de d_t, pero el resultado esperado para el próximo periodo disminuye en un importe superior a $\frac{r \cdot d_t}{(1+r)}$.

[31] Debemos destacar que Ohlson [2001, p. 118] presenta esta función de valoración de manera errónea, ya que en lugar del término $\frac{1+r}{r^2}\left(f_t^{t+1} - x_t\right)$ tiene en cuenta $\frac{1}{r}\left(f_t^{t+1} - x_t\right)$. No obstante, el error es mínimo y no afecta en absoluto al significado económico del trabajo de este autor.

Este importe es el valor actual de la cantidad que disminuye el resultado del próximo periodo por el pago de un dividendo d_t, según vimos en las propiedades del modelo de Ohlson [1995], expresión (10):

$$\frac{\partial E_t[x_{t+1}]}{\partial d_t} = -r$$

Así, el pago de un dividendo d_t provocará un descenso del resultado en $r \cdot d_t$, siendo el valor actual de este descenso igual a $\frac{r \cdot d_t}{(1+r)}$. Así, si tomamos $f_t^{t+1} < x_t - \frac{r \cdot d_t}{(1+r)}$ en la función de valoración [M6]:

$$V_t = \frac{d_t}{r} + \frac{1+r}{r^2}\left(f_t^{t+1} - x_t\right) < \frac{d_t}{r} + \frac{1+r}{r^2}\left(x_t - \frac{rd_t}{(1+r)} - x_t\right) = 0$$

Esta valoración negativa se deben a que la empresa obtiene un resultado por debajo de su rentabilidad normal, y según este modelo esto va a seguir siendo así de manera indefinida.

Igualmente, en el caso de que el resultado esperado para el próximo periodo sea superior al resultado actual se producen valores muy altos. Así, con un coste de capital del 10%, el coeficiente de ese incremento es $\frac{1+r}{r^2} = 110$, mientras que un coste de capital del 5% da un coeficiente de 420. Esto es, por cada unidad monetaria que incremente su resultado la empresa, el valor aumentaría 110 o 420 unidades monetarias, respectivamente.

- **Modelo 7 ($0 < \omega_{11} < 1$, $0 < \gamma_1 < 1$)**

Este modelo hace referencia al modelo general de Ohlson [1995] que anteriormente hemos estudiado con profundidad, en el que las tres variables, patrimonio contable, resultado anormal y "otra información", contienen información relevante para la valoración de la empresa.

Para utilizar empíricamente este modelo es necesario estimar los factores de persistencia ω_{11} y γ_1. Si esta estimación se realiza incluyendo interceptos en

las regresiones que capten el efecto medio de cualquier variable omitida, el LIM subyacente sería:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$v_{1t+1} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$$

Las expresiones de la función de expectativas y de valoración son las generales del modelo de Ohlson, pero ajustadas por la inclusión de los dos interceptos. El Apéndice VIII demuestra que bajo este LIM, se obtiene:

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

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} x_t^a + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} v_{1t} + \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

Cuando se utilizan las predicciones de los analistas para obtener la variable "otra información", al considerar un intercepto en el LIM, esta variable se debe obtener de la siguiente forma.

LIM: $x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$

Tomando esperanzas y despejando v_{1t} obtenemos:

$$v_{1t} = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega_{10} - \omega_{11} x_t^a \qquad (36)$$

Sustituyendo esta última igualdad en las funciones anteriores, obtenemos:

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

[M7]

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

La función de valoración resultante es lineal con respecto al patrimonio, el resultado anormal actual y la predicción del resultado anormal basada en los

analistas financieros. Con respecto al modelo de Ohlson [1995], expresión (33), aparecen dos términos adicionales que hacen mención al efecto de los interceptos en la predicción de los datos futuros, de tal forma que valores positivos de estos interceptos se traducen en aumentos del valor de la empresa. El signo del coeficiente sobre el resultado anormal es negativo ya que la predicción del resultado anormal capta el valor de las expectativas futuras, de manera que, como ya hemos visto a lo largo de los modelos que incluyen la predicción de los analistas, aumentos (disminuciones) esperados en el resultado anormal se traducen en un mayor (menor) del valor de la empresa.

3.2. Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

El modelo de Ohlson [1995] supone la existencia de una contabilidad insesgada. Sin embargo, la contabilidad está generalmente basada en el criterio del coste histórico, lo que provoca que el valor de los activos sistemáticamente difiera de su valor razonable. Aunque una economía competitiva hace desaparecer en el tiempo una renta anormal, otros factores como el conservadurismo contable pueden tener influencia en la serie a largo plazo de resultados anormales, debido a la sistemática infravaloración del valor de los activos operativos. Esto provoca como efecto inmediato una reducción de la referencia de resultado normal ($r \cdot bv_{t-1}$). Por ello, hemos visto que Feltham y Ohlson [1995] proponen un LIM que permite la existencia de activos operativos infravalorados, que son útiles para fijar los resultados anormales futuros.

En la revisión de la literatura hemos comprobado como gran parte de los investigadores han utilizado un LIM ligeramente distinto al de Feltham y Ohlson [1995], adaptándolo a la realidad empírica dada la dificultad para separar los activos operativos de los activos financieros. Aunque Feltham y Ohlson [1995] utilizan los activos operativos y los resultados operativos, se puede simplificar el análisis centrándonos en la totalidad de activos. Así, Penman y Sougiannis [1998, pp. 350-351], Myers [1999, p. 8], Lo y Lys [2000, p. 20] y Ota [2002, p. 162], introducen en el LIM el patrimonio contable y el resultado anormal en lugar de los activos operativos y el resultado anormal operativo, ya que tanto el patrimonio contable como los activos operativos dan lugar a los mismos resultados anormales. Este hecho se basa en el supuesto de Feltham y Ohlson [1995] de que los activos financieros, que se encuentran valorados a su valor razonable, consiguen la rentabilidad considerada como

normal, es decir, el resultado anormal financiero siempre es cero, por lo que el resultado anormal operativo coincide con el resultado anormal total. De esta forma, el LIM quedaría:

$$\begin{array}{llllll} x^a_{t+1} & = \omega_{11} x^a_t & + \omega_{12} bv_t & + & v_{1t} & + \quad \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} & = & \omega_{22} bv_t & + & v_{2t} & + \quad \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} & = & & \gamma_1 & v_{1t} & + \quad \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} & = & & \gamma_2 & v_{2t} & + \quad \varepsilon_{4t+1} \end{array} \tag{37}$$

donde:

x_t^a : resultado anormal en el periodo (t-1, t)

bv_t : patrimonio contable en el momento t

v_{1t} y v_{2t}: variables de la "otra información" en el momento t

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

ω_{12} : parámetro de conservadurismo ($\omega_{12} \ge 0$)

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

γ_1, γ_2: parámetro de persistencia de v_{1t} y v_{2t} respectivamente, $0 \le \gamma_1, \gamma_2 \le 1$

ε_{1t}, ε_{2t}, ε_{3t}, ε_{4t} : términos de error impredecibles de media cero

También podemos llegar directamente a este LIM a través del modelo de Feltham y Ohlson [1995] mediante el supuesto de que no existen activos financieros en los balances de las empresas. Es decir, todos los activos están valorados bajo principios contables conservadores, por lo que el patrimonio contable coincide con el valor contable de los activos operativos.

Una vez se ha modificado el LIM, aunque sea ligeramente, debemos recalcular las expresiones que utilizamos en el análisis. En el Apéndice XI se demuestra que la función de expectativas de resultados anormales y la función de valoración que implica este LIM son las siguientes:

- Función de expectativas:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x^a_t + \omega_{12} \frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22} - \omega_{11}} bv_t + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1} v_{1t} + h_{14} v_{2t} \tag{38}$$

donde:

$$h_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)} + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)} + \frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)$$

y siendo $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t}$;

- Función de valoración:

Esta función es la misma del trabajo teórico de Feltham y Ohlson [1995], por lo que tomando la expresión (13), e introduciendo la adaptación del LIM que hemos realizado arriba, esto es, $oa_t = bv_t$, se obtiene (véase apéndice XI):

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} \tag{39}$$

donde:

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

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

A partir de esta adaptación del caso general de Feltham y Ohlson [1995] podemos obtener todos los casos específicos que se muestran a continuación. Debemos recordar, a su vez, que como ya se indicó previamente, si el parámetro de conservadurismo toma un valor de cero, esto es $\omega_{12}=0$, estamos ante el modelo de contabilidad insesgada de Ohlson [1995], de manera que podríamos obtener todos los modelos que vimos en el apartado anterior.

3.2.1. Modelo que ignora las variables que hacen referencia a la "otra información"

- **Modelo 8 ($0<\omega_{11}<1$, $\omega_{12}>0$, $1<\omega_{22}<1+r$)**

Estamos ante el caso general de Feltham y Ohlson [1995] que considera que el resultado y el patrimonio contable, que está medido a través de procedimientos conservadores, son las únicas variables relevantes para calcular el valor de las acciones de la empresa. Este modelo, como vimos en los fundamentos teóricos, atribuye un mayor papel al patrimonio contable como

variable relevante, ya que está infravalorado por la existencia de una contabilidad conservadora. Esto permite fijar al alza los resultados anormales, de manera que es posible que dichos resultados anormales no sean cero a largo plazo a pesar de que bajo una contabilidad insesgada fueran cero. En este sentido, la evolución del patrimonio contable, medido a través de su parámetro de crecimiento, entra a formar parte del LIM, ya que esta variable es necesaria para predecir los resultados anormales futuros.

Por otra parte, aunque no se mide la "otra información" en esta especificación, podemos incluir interceptos que recojan el efecto medio de cualquier variable omitida en los modelos, al igual que Myers [1999], Ota [2002] y Barth, Beaver, Hand y Landsman [2002], entre otros. El razonamiento que se sigue para adoptar este enfoque se basa en el hecho de que las variables de la "otra información" no son observables, por lo que se incluyen como interceptos para reducir los efectos de omitirla en las estimaciones de las ecuaciones del LIM.

De esta forma, este razonamiento supone tener en cuenta el siguiente LIM en el caso de tomar el modelo de Feltham y Ohlson [1995]:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{20} \qquad\qquad \omega_{22} bv_t + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \tag{40}$$

Como en los casos anteriores, al modificar el LIM, no podemos emplear las expresiones obtenidas en Feltham y Ohlson [1995], siendo necesario proceder de nuevo a su cálculo. En el Apéndice XII se demuestra que esta especificación da lugar a las siguientes funciones:

$$\begin{aligned} E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] &= \omega_{11}{}^{\tau} x_t^a + \omega_{12} \frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22} - \omega_{11}} bv_t + \frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} \omega_{10} + \\ &+ \frac{\omega_{12}}{\omega_{22} - \omega_{11}} \left(\frac{\omega_{22} - \omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} - \frac{\omega_{11} - \omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} \right) \omega_{20}; \end{aligned}$$

[M8]

$$\begin{aligned} V_t &= bv_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} bv_t + \\ &+ \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})} \omega_{10} + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \omega_{20} \end{aligned}$$

Comparando esta función de valoración con la general de Feltham y Ohlson [1995] que considera que todos los activos son operativos, expresión (39), podemos comprobar que esta especificación coincide con la del modelo general de Feltham y Ohlson [1995], en la que $v_{1t} = \omega_{10}$; $v_{2t} = \omega_{20}$; $\gamma_1 = \gamma_2 = 1$. Es decir, es equivalente a medir la "otra información" mediante el uso de términos constantes en el LIM de Feltham y Ohlson [1995], siendo su efecto permanente.

3.2.2. Modelos que consideran las variables que hacen referencia a la "otra información"

Las variables que hacen referencia a la "otra información" van a ser medidas adaptando al modelo de Feltham y Ohlson [1995] el procedimiento sugerido por Ohlson [2001] para aplicar el modelo de Ohlson [1995].

Así, en primer lugar estimamos el parámetro de persistencia del resultado anormal (ω_{11}), el parámetro de conservadurismo (ω_{12}), y el parámetro de crecimiento del patrimonio contable (ω_{22}) a través de las siguientes regresiones con datos históricos:

$$x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + u_{1t+1};$$
$$bv_{t+1} = \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + u_{2t+1}$$

Al considerar términos constantes para la estimación de los parámetros necesarios para aplicar empíricamente el modelo de Ohlson, estas regresiones tienen como LIM subyacente el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
x_{t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
bv_{t+1} &= \omega_{20} \qquad\qquad \omega_{22} bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
v_{1t+1} &= \gamma_{10} \qquad\qquad\qquad + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
v_{2t+1} &= \gamma_{20} \qquad\qquad\qquad + \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
\end{aligned}$$

Tomando esperanzas en la primera y segunda ecuación se obtiene:

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + v_{1t}$$
$$E_t\left[bv_{t+1}\right] = \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + v_{2t}$$

De esta forma, la variable "otra información" relevante para la predicción de los futuros resultados anormales sería la diferencia entre las expectativas del resultado anormal para el próximo periodo basado en toda la información disponible en el momento actual y las expectativas basadas únicamente en la serie histórica del resultado anormal y del patrimonio contable. Igualmente, la segunda variable "otra información" sería la diferencia entre las expectativas del patrimonio contable del próximo periodo basada en toda la información disponible en el momento actual y la expectativa basada únicamente en la serie histórica del patrimonio contable, esto es:

$$v_{1t} = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t \tag{41}$$

$$v_{2t} = E_t\left[bv_{t+1}\right] - \omega_{20} - \omega_{22}bv_t \tag{42}$$

Siguiendo a Ohlson [2001], si consideramos que las predicciones de beneficios de los analistas financieros están basadas en toda la información disponible, esta variable sería una medida razonable de las expectativas de resultados para el próximo periodo, entonces:

$$E_t\left[x_{t+1}\right] = f_t^{t+1}$$

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1} - rbv_t\right] = f_t^{t+1} - rbv_t = f_t^{a,t+1}$$

donde f_t^{t+1} es la predicción del resultado para el periodo (t, t+1) realizada por los analistas financieros en el momento t, y $f_t^{a,t+1}$ es la predicción del resultado anormal para el periodo (t, t+1) implícita en la predicción del resultado por parte de los analistas en el momento t.

Sustituyendo esta última igualdad en la expresión (41) queda:

$$v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t = f_t^{t+1} - rbv_t - \omega_{10} - \omega_{11}x_t^a - \omega_{12}bv_t \tag{43}$$

Debemos indicar que, hasta donde llega nuestro conocimiento, ningún trabajo ha medido la primera de las variables de la "otra información" mediante esta expresión, tal y como hemos podido comprobar en la revisión de la literatura. En el ámbito del modelo de Feltham y Ohlson [1995] sólo Myers [1999] trató de medirla, tarea que realizó a través de la acumulación de pedidos.

En cuanto a la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable tampoco tenemos constancia de que ningún trabajo empírico la haya medido ni a través de la expresión que proponemos nosotros, ni de ninguna otra manera. Esto se debe a que normalmente no se dispone de información sobre la predicción de los analistas del patrimonio contable para el próximo período, es decir, no disponemos de $E_t\left[bv_{t+1}\right]$ para poder aplicar la expresión (42).

Liu y Ohlson [2000, p. 328] no miden esta variable, pero sugieren dos procedimientos. Por un lado, argumentan que una medida como la predicción de la tasa a medio plazo del crecimiento de los resultados realizada por los analistas financieros debe estar muy ligada al crecimiento esperado del patrimonio neto. Por otro lado, la predicción del crecimiento esperado en las ventas también puede aproximar el crecimiento del patrimonio contable. Evidentemente, ambos procedimientos llegarán a la misma medida de la "otra información" siempre y cuando la tasa de crecimiento a medio plazo del resultado esté ligada con el crecimiento en los ingresos por ventas a corto plazo.

Sin embargo, podemos utilizar un procedimiento mucho más directo, creando nuestras propias predicciones del patrimonio contable, como a continuación exponemos.

En el primer capítulo de la presente tesis aclaramos que para el cumplimiento del RIV era necesario que las predicciones del resultado anormal estuvieran basadas en la relación del excedente limpio, expresión (2) $: bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t$. De esta forma, en el momento t se debe cumplir la siguiente relación para el próximo periodo:

$$E_t\left[bv_{t+1}\right] = bv_t + E_t\left[x_{t+1}\right] - E_t\left[d_{t+1}\right]$$

Si para calcular v_{1t} hemos tomado la predicción del resultado por parte de los analistas como subrogado de $E_t\left[x_{t+1}\right]$, debemos utilizar esta misma expresión para ser coherentes con la relación del excedente limpio:

$$E_t\left[x_{t+1}\right] = f_t^{t+1};\ \text{por tanto,}$$
$$E_t\left[bv_{t+1}\right] = bv_t + f_t^{t+1} - E_t\left[d_{t+1}\right]$$

Por ello, para poder obtener la predicción del patrimonio contable, necesitamos realizar una estimación de los dividendos totales que pagarán cada una de las empresas el próximo periodo. En nuestra opinión no es especialmente útil centrar demasiados esfuerzos en realizar una predicción muy precisa de los dividendos futuros, ya que representan una parte relativamente pequeña en el cálculo de $E_t\left[bv_{t+1}\right]$ en comparación con magnitudes como el patrimonio contable o la predicción del resultado por parte de los analistas.

El análisis de la información sobre dividendos en las empresas cotizadas españolas nos indica la existencia de un comportamiento constante o ligeramente creciente en el pago de dividendos. De esta forma, creemos que una relación lineal entre los dividendos actuales y futuros puede representar adecuadamente su evolución en el tiempo. Así, $E_t\left[d_{t+1}\right] = (1+g)d_t$

donde g es el crecimiento esperado en el pago de dividendos[32].

Introduciendo esta expresión en la expectativa del patrimonio contable:

$$E_t\left[bv_{t+1}\right] = bv_t^{t+1} = bv_t + f_t^{t+1} - \left(1+g\right)d_t \qquad (44)$$

donde:

d_t: dividendos totales del año t

bv_t^{t+1}: predicción del patrimonio contable para el próximo periodo realizada sobre la base de la relación del excedente limpio, la predicción del resultado por parte de los analistas, y las expectativas de pago de dividendos para el próximo periodo.

Salvo casos excepcionales, si las empresas realmente mantienen las mismas pautas en el pago de dividendos, creemos que los posibles errores de predicción del patrimonio contable estarán más ligados a errores en la predicción de resultados de los analistas que a cambios en la política de dividendos de las empresas.

Así pues, la segunda de las variables de la "otra información" será medida en la presente tesis a partir de la adaptación de la expresión (42):

$$v_{2t} = bv_t^{t+1} - \omega_{20} - \omega_{22}bv_t \qquad (45)$$

[32] En este capítulo sólo pretendemos dejar constancia de las expresiones que vamos a utilizar. Los aspectos de medición de las variables son tratados en el capítulo cuarto, donde explicamos detalladamente como estimamos el crecimiento esperado en el pago de dividendos.

- **Modelo 9 ($0<\omega_{11}<1$, $\omega_{12}>0$, $1<\omega_{22}<1+r$, $0<\gamma_1<1$), se incorpora sólo v_{1t}**

Esta especificación del modelo de Feltham y Ohlson [1995] ignora la "otra información" que es útil para predecir el crecimiento en el patrimonio contable, por lo que supone el siguiente LIM:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \omega_{30} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \end{aligned}$$

De nuevo, este LIM incluye términos interceptos en las regresiones, por lo que no podremos utilizar directamente la función de valoración de Feltham y Ohlson [1995], siendo necesario ajustarlas por la inclusión de los mismos. En el Apéndice XII se muestra que las funciones de expectativas y de valoración pertenecientes al LIM de este modelo 9 son:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x_t^a + \omega_{12} \frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22} - \omega_{11}} bv_t + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1} v_{1t} + \frac{1 - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}} \omega_{10} +$$
$$+ \frac{\omega_{12}}{\omega_{22} - \omega_{11}} \left(\frac{\omega_{22} - \omega_{22}{}^{\tau}}{1 - \omega_{22}} - \frac{\omega_{11} - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}} \right) \omega_{20} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1} \left(\frac{\omega_{11} - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1{}^{\tau}}{1 - \gamma_1} \right) \gamma_{10}$$

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}}{1 + r - \omega_{11}} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} bv_t + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} v_{1t} +$$
$$+ \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})} \omega_{10} + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \omega_{20} + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \gamma_{10}$$

Si medimos la variable "otra información" útil para predecir el resultado anormal utilizando la predicción del resultado del próximo periodo realizada por parte de los analistas, esto es, mediante la expresión (43):

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

Y a continuación introducimos esta expresión en la función de expectativas y en la función de valoración anteriores, resulta:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]=-\frac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}{}^{\tau-1}-\gamma_1{}^{\tau-1}\right)}{\omega_{11}-\gamma_1}x_t^a+\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}-\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)bv_t+$$
$$+\left(\frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)\omega_{10}+\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}}-\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right)\omega_{20}+$$
$$+\frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right)\gamma_{10}+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}f_t^{a,t+1};$$

[M9]

$$V_t=bv_t+\frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}x_t^a+\frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)}bv_t+$$
$$+\frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}f_t^{a,t+1}+\frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}\omega_{10}+$$
$$+\frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}\omega_{20}+\frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}\gamma_{10}$$

Es interesante resaltar que para $\tau=1$, el resultado anormal para el próximo periodo es: $E_t\left[x_{t+1}^a\right]=f_t^{a,t+1}$. Es decir, al igual que sucedía en los modelos basados en Ohlson [1995], siempre que incorporamos la "otra información" útil para la predicción de los futuros resultados anormales, se espera alcanzar el resultado anormal predicho por los analistas.

A su vez, en este modelo los coeficientes sobre el patrimonio contable y la predicción de los analistas del resultado anormal del próximo periodo, presentan valores positivos, ya que $0<\omega_{11}<1$, $0<\gamma_1<1$, $\omega_{12}>0$ y $1<\omega_{22}<1+r$. Esto es indicativo de la existencia de una contabilidad conservadora que provoca una fijación al alza de los resultados anormales esperados, de manera que el patrimonio contable, que está infravalorado, es útil para la determinación tanto de los resultados anormales como del valor de las acciones de la empresa. Sin embargo, como ya sucedía en Ohlson [1995], el coeficiente sobre el resultado anormal del periodo es negativo. Esto es debido a que parte de su información ya está contenida en la predicción del futuro resultado anormal, de manera que aumentará el valor de la empresa si se producen incrementos en el resultado anormal esperado, medido a través de:

$$v_{1t}=\left(f_t^{a,t+1}-\omega_{10}-\omega_{11}x_t^a-\omega_{12}bv_t\right)$$

- **Modelo 10 ($0<\omega_{11}<1$, $\omega_{12}>0$, $1<\omega_{22}<1+r$, $0<\gamma_1<1$, $0<\gamma_2<1$), se incorporan v_{1t} y v_{2t}**

Este es el caso más general de Feltham y Ohlson [1995], en el que las variables que representan a la "otra información" van a ser medidas a través de las expectativas totales actuales. Así, la estimación de los parámetros necesarios y la consideración de ambas medidas de la "otra información" junto con la inclusión de interceptos en las regresiones, hace que el LIM a considerar sea el siguiente:

$$\begin{aligned}
x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11}x^a_t + \omega_{12}bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
bv_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
v_{2t+1} &= \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
\end{aligned}$$

En el Apéndice XII se recalculan las funciones resumen de este LIM, que son:

- Función de expectativas:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right] = \omega_{11}{}^{\tau}x^a_t + \omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}bv_t + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}v_{1t} +$$
$$+h_{14}v_{2t} + \frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\omega_{10} + a_{12}\omega_{20} + a_{13}\gamma_{10} + a_{14}\gamma_{20}$$

donde:

$$h_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)} + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)} + \frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)$$

$$a_{12} = \frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} - \frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right);$$

$$a_{13} = \frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} - \frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right);$$

$$a_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{(1-\omega_{22})(\omega_{22}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})} - \frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{(1-\omega_{11})(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})} + \right.$$
$$\left. + \frac{(\gamma_2-\gamma_2{}^{\tau})}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)(1-\gamma_2)}\right)$$

- Función de valoración:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1 \omega_{10} + \delta_2 \omega_{20} + \delta_3 \gamma_{10} + \delta_4 \gamma_{20} \qquad (46)$$

donde:

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

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

$$\delta_1 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})},\ \delta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})};$$

$$\delta_3 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)},\ \delta_4 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)},$$

Las variables de la "otra información" van a ser medidas a través de las expresiones (43) y (45):

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

Por tanto, sustituyéndolas en las funciones anteriores, se puede obtener este último modelo en términos de las variables utilizadas en el presente trabajo:

$$\begin{aligned} E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = & -\frac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}{}^{\tau-1} - \gamma_1{}^{\tau-1}\right)}{\omega_{11}-\gamma_1} x_t^a + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1} f_t^{a,t+1} + \\ & + \left(\omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}} - \omega_{12}\frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1} - \omega_{22} h_{14}\right) bv_t + h_{14} E_t\left[bv_{t+1}\right] + \\ & + \left(\frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} - \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)\omega_{10} + \left[a_{12} - h_{14}\right]\omega_{20} + a_{13}\gamma_{10} + a_{14}\gamma_{20}; \end{aligned} \qquad \textbf{[M10]}$$

$$
\begin{aligned}
V_t = {} & bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} + \\
& + \frac{\omega_{12}(1+r)\left[\omega_{22}(\gamma_1-\gamma_2)-\gamma_1(1+r-\gamma_2)\right]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)(1+r-\gamma_2)} bv_t + \\
& + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} E_t\left[bv_{t+1}\right] + \\
& + \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \omega_{10} + \frac{\omega_{12}(1+r)(1-\gamma_2)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} \omega_{20} + \\
& + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \gamma_{10} + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} \gamma_{20}
\end{aligned}
\qquad \textbf{[M10]}
$$

donde h_{14}, a_{12}, a_{13}, a_{14} son las variables anteriormente descritas.

Debemos destacar que a pesar de la complejidad de las expresiones, la esperanza del resultado anormal para el próximo periodo sigue siendo la predicción del resultado anormal de los analistas, esto es: $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = f_t^{a,t+1}$.

De igual forma, si todos los parámetros presentan un valor dentro de los intervalos supuestos por el modelo de Feltham y Ohlson [1995], los coeficientes sobre la predicción del resultado anormal, la predicción del patrimonio contable y las constantes presentan un signo positivo. Sin embargo, el del resultado anormal actual presenta un signo negativo, como ya se ha explicado a lo largo de este apartado. Igualmente, el coeficiente sobre el patrimonio contable actual presenta un valor inferior a uno, ya que su papel lo asume la predicción de esta variable para el próximo periodo[33].

En el caso de estar ante una predicción del patrimonio contable mayor (menor) al esperado por su parámetro de crecimiento, aumentará (disminuirá) el

[33] Puede comprobarse que $\omega_{22}(\gamma_1-\gamma_2)-\gamma_1(1+r-\gamma_2)$ es negativo. Basta con sustituir ω_{22} por (1+r) , que es su valor máximo. Aún tomando este valor máximo, simplificando términos, quedaría $-\gamma_2(1+r-\gamma_1)$, que siempre toma valores negativos. Por tanto, un coeficiente de uno menos este coeficiente negativo hace que la ponderación del patrimonio contable en la función de valoración sea inferior a la unidad, o incluso negativa.

valor de la empresa. El término $\beta_2 \left(bv_t^{t+1} - \omega_{20} - \omega_{22} bv_t \right)$ de la expresión (46) mide este efecto.

BIBLIOTECA VIRTUAL MIGUEL DE CERVANTES

CAPÍTULO 4 DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN Y METODOLOGÍA

Una vez revisados los trabajos teóricos de Feltham-Ohlson y sus aplicaciones empíricas, vamos a proceder a la realización del estudio empírico de esta tesis dentro del ámbito del mercado de capitales español. Como hemos visto en la revisión de la literatura, el contraste de estos modelos ya se ha realizado de distintas formas en otros países como Estados Unidos, Japón o Suecia. Su estudio en nuestro país hace posible investigar si sus virtudes y defectos se cumplen a escala internacional o si son propios de ciertos mercados nacionales como los indicados. En este sentido, esperamos que una amplia gama de factores probablemente influyan de manera distinta sobre la valoración que el mercado hace de toda la información disponible. Estos factores hacen referencia a diferencias entre distintos países en aspectos tales como el desarrollo de los mercados de capitales, nivel de divulgación de la información, nivel de protección de los inversores, origen del sistema contable o grado de conservadurismo.

Como ejemplo meramente ilustrativo, podemos indicar el trabajo de Ali y Hwang [2000], que halla evidencia de que la asociación entre los datos contables y las medidas procedentes de los mercados financieros, como la rentabilidad de mercado, está afectada por diferencias entre los países estudiados. Así, muestran que la relevancia de la información contable es menor para los países con un modelo contable continental (propio de los países europeos en contraposición al modelo angloamericano), con sistemas financieros dominados por las entidades financieras, donde los sectores privados no están implicados en el proceso normativo, y donde los gastos en los servicios de auditoría son bajos (en definitiva países como España en contraposición a países como Estados Unidos). En consecuencia, el mercado de capitales español proporciona un buen campo de investigación para este tipo de estudios debido a las grandes diferencias existentes entre países en la regulación contable, los requerimientos de la información y los distintos factores institucionales.

El objetivo fundamental que pretendemos alcanzar en la presente tesis es contrastar la validez de los modelos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], analizando los aspectos teóricos desarrollados en los mismos y sus implicaciones empíricas en la aplicación práctica. Se trata de estudiar en qué

medida las variables contables básicas, resultado y patrimonio contable, son capaces de predecir los resultados anormales futuros, explicar los precios observados en el mercado y predecir la rentabilidad futura del mercado.

Para lograr este objetivo general, se plantean diversas hipótesis de trabajo que se refieren a cuatro aspectos fundamentales directamente relacionados con los modelos de Feltham-Ohlson:

1. Contrastar la estructura del LIM tanto del modelo de Ohlson [1995] como del de Feltham y Ohlson [1995], ya que entendemos que son la verdadera aportación de sus estudios. Para ello, nos planteamos incorporar y analizar el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson de una manera consistente con los mismos. Por otro lado, se persigue analizar el efecto del conservadurismo contable a través del modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que la literatura previa que ha tratado de tener en consideración todos los aspectos de este modelo es escasísima.

2. Identificar y considerar empíricamente algunos subrogados de las variables de la "otra información", analizando su utilidad tanto para predecir los resultados anormales y patrimonios contables futuros como para valorar las empresas. La "otra información" útil para la predicción de los resultados anormales futuros ha sido normalmente ignorada en la literatura empírica previa, tal y como hemos comprobado en la revisión antes expuesta. Mientras que la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable no ha sido introducida, por el momento, en ningún trabajo empírico a los que hemos tenido acceso.

3. Análisis de la relación entre variables contables y valor de la empresa. Para ello, pretendemos evaluar si los modelos de Feltham-Ohlson explican los precios observados en el mercado mejor que modelos tradicionalmente utilizados en la literatura previa, como los que simplemente capitalizan el resultado del periodo o que los que capitalizan la predicción de los analistas o toman el patrimonio contable como el valor de la empresa. Se pretende analizar si la consideración de todos los aspectos de los modelos de Feltham-Ohlson mejoran o no estos sencillos modelos. En caso contrario, tratamos de corregir los defectos encontrados en la aplicación empírica de estos modelos, proponiendo una aplicación de los mismos que mejore la capacidad predictiva y valorativa de los modelos

4. Analizar empíricamente si los valores intrínsecos calculados a partir de los modelos Feltham-Ohlson predicen la rentabilidad futura de mercado. El razonamiento de esta hipótesis se basa en el hecho de que si los precios de mercado tienden a los valores intrínsecos calculados, será posible obtener rentabilidades superiores comprando acciones de las empresas temporalmente infravaloradas, y vendiendo las de las temporalmente sobrevaloradas. Este análisis contrasta directamente la hipótesis de eficiencia del mercado.

4.1. Metodología

Antes de abordar directamente la metodología que vamos a emplear en el estudio empírico debemos detenernos en los tres principales problemas a los que se han enfrentado los estudios previos con el objetivo de buscar la mejor solución posible a los mismos: la elección de una metodología en corte transversal o en serie temporal, la solución del efecto escala y la utilización o no de un resultado que cumpla la relación del excedente limpio. Posteriormente, una vez propuesta la solución a estos problemas, pasamos a exponer las hipótesis a contrastar, y la metodología seguida en el trabajo.

4.1.1. Consideraciones metodológicas previas

4.1.1.1. Sección cruzada o serie temporal

En cuanto al primer aspecto, en realidad no tenemos elección. Para aplicar la metodología en serie temporal se necesitarían series largas de datos contables de cada empresa para poder estimar adecuadamente los valores de los parámetros para cada una de ellas. Esto no es posible en el caso español. Al disponerse sólo de datos contables de la década de los 90, nos vemos obligados a realizar un estudio en corte transversal, de manera que tendremos una serie temporal de seccione cruzada. Sin embargo, creemos conveniente indicar las ventajas y dificultades de estas dos metodologías.

El principal inconveniente de la metodología en corte transversal se refiere al hecho de que los parámetros estimados serán los mismos para todas las empresas en cada año. La solución a esta restricción hubiera sido estimar los modelos empresa a empresa, obteniendo parámetros individuales para cada una de ellas en función de la serie temporal de sus datos contables. No obstante, el

empleo de series temporales largas de variables contables puede provocar que las series sean no estacionarias, al mostrar una tendencia creciente en el periodo muestral, con los consiguientes problemas econométricos. Estos problemas pueden provocar que las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presenten R^2 elevados y estadísticos t significativos cuando en realidad puede no existir ninguna relación entre las variables dependientes e independientes. Además, debemos mencionar también el importante sesgo de supervivencia existente en las muestras de los estudios que requieren series largas de una misma empresa.

En definitiva para solventar estos problemas y dada la escasez de datos de los que disponemos, hemos realizado un estudio de series temporales de secciones cruzadas. La tabla 4.1 nos recuerda la metodología empleada por los trabajos más relevantes que han tratado la validez del LIM de los modelos Feltham-Ohlson, y que hicimos referencia con anterioridad.

Tabla 4.1. Metodología de los trabajos previos que han analizado la estructura del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson.

Metodología de corte transversal		**Metodología de series temporales**	
Trabajo	Periodo analizado	Trabajo	Periodo analizado
Dechow, Hutton, Sloan [1999]	1976-1995	Stober [1996]	1964-1993
Hand y Landsman [1999]	1974-1996	Myers [1999]	1975-1996
Barth, Beaver, Hand, Landsman [1999, 2002]	1987-1997	Bauman [1999]	1980-1994
Biddle, Chen y Zhang [2001]	1981-1998	Qi, Wu, Xiang [2000]	1958-1994
Choi, O'Hanlon y Pope [2001]	1976-1995	Ahmed, Morton y Schaefer [2000]	1979-1996
McCrae y Nilsson [2001]	1987-1997	Callen y Morel [2001]	1969-1996
		Ota [2002]	1964-1998

Fuente: Elaboración propia

4.1.1.2. El efecto escala

Uno de los problemas identificados en los estudios en sección cruzada que utilizan modelos de niveles, en los que la variable dependiente es el precio de mercado y las variables independientes son los datos contables, es el llamado *efecto escala*.

Este efecto se produce por la existencia de diferencias de escala o tamaño entre las distintas unidades económicas, de manera que se observa que las empresas grandes (pequeñas) presentan valores grandes (pequeños) de la mayoría de las variables contables. Por ello, los resultados de las regresiones podrían estar condicionados por la submuestra de empresas más grandes, que, sin embargo está normalmente integrada por menos casos.

Esta diferente escala afecta a los valores de las variables observadas, pero sus efectos sobre los resultados de la regresión no son de interés para la investigación, esto es, nos interesa obtener unos resultados libres de los efectos producidos por la escala. Así, si suponemos que la escala tiene un efecto multiplicativo, la relación lineal entre dos variables X, Y vendría dada por la siguiente expresión:

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

Si S_i es la escala de la empresa i, esta expresión sería equivalente a:

$$S_i Y_i = aS_i + bS_i X_i + e_i S_i$$

Sin embargo, si observamos las variables S_iY_i y S_iX_i, la regresión realmente utilizada sería:

$$S_i Y_i = a' + b' S_i X_i + u_i$$

Puede suceder que $a \neq a'$ y $b \neq b'$, ya que en esta última ecuación se omite la variable escala S_i en alguna de las variables. De esta manera, podemos estar ante el problema de la omisión de una variable correlacionada. La literatura previa indica que se pueden producir sesgos en las estimaciones de los coeficientes y heterocedasticidad en los errores de la regresión, lo que provocaría ineficiencia en las estimaciones de los coeficientes y sesgos en los errores estándar. Por otra parte, Brown, Lo y Lys [1999] muestran que el R^2 del modelo estimado también está sesgado cuando se produce el efecto escala, siendo más elevado en los periodos en los que la varianza de la escala es mayor que su media. En este sentido, cuando el efecto escala es lo suficientemente grande, en realidad se está regresando S_i sobre ella misma, por lo que el R^2 se aproxima a uno.

Desgraciadamente, identificar la escala es una tarea difícil, por lo que a menudo se aproxima por alguna variable supuestamente correlacionada con ella, siendo varias las alternativas apuntadas por la literatura. Barth y Kallapur [1996, p. 528] apuntan que para corregir la heterocedasticidad de los errores de la regresión se pueden utilizar los errores estándar consistentes ante heterocedasticidad de White [1980]. Por otra parte, para reducir los sesgos en las estimaciones se podrían deflactar las variables por un subrogado de la escala o bien incluir un subrogado de la escala como variable independiente que controle los efectos de la misma. Utilizar la metodología de White [1980] para el cálculo de los errores estándar está ampliamente aceptado por los investigadores como solución a la existencia de heterocedasticidad en los errores. Es más, Barth y Kallapur [1996] comprueban que en las especificaciones que utilizan variables sin deflactar, los errores estándar de White [1980] presentan valores cercanos a los verdaderos, independientemente de si los errores de la regresión son o no heterocedásticos. De ahí que en este trabajo empleamos esta metodología para realizar cualquier inferencia sobre la significatividad de las variables.

Sin embargo, no existe un consenso de las investigaciones contables sobre qué variable se puede utilizar para solucionar los problemas del sesgo en los coeficientes estimados y en el R^2 de la regresión, ni si es preferible deflactar o incluir una variable que contenga el efecto de la escala. Los subrogados comúnmente considerados en la literatura contable incluyen variables como el total activo, el patrimonio contable, el resultado neto, las ventas, el número de acciones y el precio de mercado.

En cuanto al primero de los remedios, esto es, deflactar las variables del estudio, Barth y Kallapur [1996] utiliza los subrogados antes indicados y encuentran evidencia de que sólo se consigue una pequeña reducción del sesgo en los coeficientes, llegando incluso a acentuarse dicho sesgo en algunas ocasiones. Además, no siempre se elimina la heterocedasticidad y se producen pérdidas en la eficiencia de hasta un 300%. En definitiva, llegan a la conclusión de que los efectos producidos al deflactar las variables son impredecibles.

Sin embargo, estos autores encuentran evidencia de la superioridad de la otra solución indicada, ya que los subrogados sí son bastante efectivos en mitigar el sesgo de los coeficientes si se incluyen como variable independiente

en las regresiones. Por ello, la principal conclusión obtenida sugiere que "*incluir un subrogado de la escala como variable independiente y realizar las inferencias sobre la base de los errores estándar de White, es más efectivo que deflactar como remedio para los problemas econométricos relacionados con las diferencias de escala entre las empresas*"(Barth y Kallapur [1996, p. 529]).

Por su parte, Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000] muestran que utilizar datos por acción no resuelve el efecto escala. El número de acciones y su valor nominal es un número elegido por la dirección de la empresa por razones diversas (facilidad de colocación de los títulos, políticas de dividendos, etc.), lo que lleva al problema de la existencia de una escala inconsistente entre empresas, esto es, se mezclan distintas unidades de medida dentro de un mismo modelo, ya que algunas acciones tienen un valor mucho más elevado que otras. Además, las políticas de *splits* o desdoblamiento de acciones provoca que en una misma empresa la escala varíe en el tiempo. Sin embargo, en opinión de Brown, Lo y Lys [1999] si se deflactan los datos por acción mediante el precio de mercado al principio del periodo, sí pueden resolverse los problemas de escala. Esto es así porque el precio es una variable que refleja el tamaño de una acción. Easton y Sommers [2000] también apuestan por la utilización de deflactores como el precio o las ventas, pero indican que la desventaja de deflactar las variables es que se puede cambiar el significado económico de las variables dependientes e independientes.

Dos trabajos que se centran en el modelo de Ohlson [1995] y analizan el efecto del problema escala son los de Barth y Clinch [1999] y Lo y Lys [2000]. El primero de ellos encuentra evidencia de que en el contexto del modelo de Ohlson [1995], en contra de lo que se cree, las diferencias de tamaño entre las empresas no producen diferencias de escala que provoquen que las inferencias sean incorrectas. De esta manera, los resultados de su estudio concluyen que, utilizando datos sin deflactar y deflactados por el número de acciones, las estimaciones de los coeficientes de las regresiones de niveles del valor de mercado de las acciones están razonablemente cerca de los valores reales. En definitiva, para estos autores, no es posible identificar el diseño de la investigación más apropiado para todos los contextos, no siendo severo el sesgo producido por la escala en el modelo de Ohlson [1995].

Sin embargo, para Lo y Lys [2000], se pueden encontrar múltiples estudios en la literatura que llegan a conclusiones inapropiadas debido a que no se tiene en cuenta el efecto de la escala sobre las estimaciones de los parámetros y sobre los R^2. Entre ellos destacan los estudios de Bernard [1995], Frankel y Lee [1998 y 1999], Francis, Olsson y Oswald [2000a], Hand y Landsman [1999], Dechow, Hutton y Sloan [1999], y una larga lista de estudios de relevancia valorativa que tratan de investigar la relación de los precios con el patrimonio contable y el resultado.

Lo y Lys [2000] también creen que la metodología empleada en estos estudios ha llevado a concluir de forma errónea que no es necesario utilizar tasas de descuento y parámetros de la dinámica de la información específicas para cada empresa, ya que no parece haber gran diferencia. Para ellos, este resultado probablemente es producto de que el efecto escala domina al resto de efectos.

Es de destacar el estudio de Hand y Landsman [1999], que utiliza un modelo de niveles, regresando el precio sobre el patrimonio contable, el beneficio y los dividendos. Sus resultados muestran un coeficiente positivo para los dividendos, en contra de la predicción del modelo de Ohlson [1995]. Por tanto, los autores concluyen que se rechaza el modelo de Ohlson [1995] ya que los dividendos proporcionan una señal sobre la evolución futura de la empresa. Sin embargo, Lo y Lys [2000] sostienen que este resultado se produce por los sesgos inherentes en los modelos de niveles. Para demostrar este punto, replican el trabajo de Hand y Landsman [1999] obteniendo resultados similares: en el modelo de niveles se alcanza un coeficiente sobre los dividendos positivos y superior a 3 (es decir, si se reparte 1$ de dividendos, el valor de la empresa aumenta en 3$) y un R^2 del 95%, a pesar de suponer tasas de descuento y parámetros de persistencia constantes para todas las empresas. Por otra parte, al considerar el modelo, pero utilizando datos por acción, obtienen el mismo coeficiente positivo sobre los dividendos.

Para mostrar que estos resultados están sesgados, Lo y Lys [2000] repiten la estimación de estos modelos, pero deflactando todas las variables por el valor de mercado de las acciones a principios del periodo. Los resultados obtenidos mediante este procedimiento sí que muestran un coeficiente negativo para los dividendos, y el R^2 alcanza un valor mucho más modesto, el 41%. De manera

adicional, repiten la estimación pero considerando el tamaño de la empresa (capitalización bursátil) como variable de control, como proponen Barth y Kallapur [1996]. De nuevo, los resultados indican que el coeficiente sobre los dividendos es negativo. Por tanto, es muy probable que el efecto escala produzca coeficientes y R^2 sesgados, siendo estos sesgos muy impredecibles.

En opinión de Lo y Lys [2000], es muy posible que, como las grandes (pequeñas) empresas pagan mayores (menores) dividendos en términos absolutos, el modelo presente un coeficiente positivo para esta variable. Este efecto, puede producirse no sólo en los dividendos, sino en cualquier variable que esté positivamente correlacionada con el tamaño. De hecho, los coeficientes sobre el patrimonio contable y los beneficios se reducen en un 60% cuando se controla el efecto escala. Además, el hecho de que el R^2 de la regresión apropiadamente deflactada sea mucho menor, está subrayando la posibilidad de poder mejorar los modelos y de tener en cuenta otra información que sea relevante a efectos valorativos.

En definitiva, a la vista de las conclusiones de los trabajos expuestos, cabe cuestionarse ¿cómo es posible que los estudios de Barth y Clinch [1999] y Lo y Lys [2000] lleguen a conclusiones tan contrarias?

En nuestra opinión, la explicación de las diferencias detectadas deriva del diferente propósito de los trabajos. Barth y Clinch [1999] realizan un estudio de simulación, en el que se regresan los precios sobre las variables contables relevantes (resultado y patrimonio contable). Dado que el patrimonio contable puede ser un subrogado de la escala, en realidad este tipo de regresiones está adoptando la solución de Barth y Kallapur [1996]: incluir la escala como variable independiente. Además, la relación que se espera encontrar entre todas las variables es positiva, y éste es precisamente el efecto que produce la escala. Por tanto, la relación positiva encontrada ¿es verdadera o está causada por el efecto escala? Sin embargo, Lo y Lys [2000] únicamente replican el trabajo de Hand y Landsman [1999] y lo que esperan encontrar es una relación negativa entre el precio y los dividendos. Aquí el efecto escala produce los efectos predichos: una relación positiva y significativa cuando, en teoría, debería ser negativa. Las soluciones propuestas para reducir el efecto escala muestran esta última relación negativa. Por tanto, los objetivos de estos dos trabajos son muy distintos, y por ello, esto no quiere decir que sus conclusiones sean dispares.

No obstante, queda pendiente de resolver qué debemos hacer para reducir el efecto escala. Si se incluye un subrogado de la escala como variable independiente parece claro que ésta no debe ser el número de acciones, sin embargo variables como el precio de mercado, el patrimonio contable o el activo total al principio del periodo parecen ser válidas. Sin embargo, esta alternativa presenta serios inconvenientes en el ámbito de los modelos Feltham-Ohlson, ya que además de introducir una nueva variable en el LIM, cambiaría la naturaleza del mismo. Así, si incluimos como variable independiente en el LIM del modelo de Ohlson [1995] al patrimonio contable, nos encontraríamos realmente con el modelo de Feltham y Ohlson [1995], de manera que estaríamos confundiendo en el coeficiente del patrimonio contable tanto el efecto escala como el efecto conservadurismo. Es decir, no sabríamos distinguir si el coeficiente obtenido sobre el patrimonio contable está reflejando diferencias de escala o está reflejando el grado de conservadurismo de la contabilidad. Igualmente, si utilizamos el precio de mercado como variable independiente, tendríamos un problema de circularidad: pretenderíamos estimar los valores intrínsecos de las empresas introduciendo en el análisis la variable con la que se quieren comparar dichos valores. Esto implicaría que el precio de mercado fuera una función del resultado anormal, del patrimonio contable y de sí mismo. Por otro lado, utilizar otras variables como el activo total o la cifra de ventas en el LIM cambiaría el significado económico de los modelos de Feltham-Ohlson. Por tanto, esta primera alternativa la rechazamos por ser inconsistente con los objetivos que perseguimos en esta tesis.

La segunda alternativa propuesta en la literatura para reducir el efecto escala es la utilización de deflactores como el número de acciones, el activo total, el patrimonio contable o la capitalización bursátil (Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000]). Una de las variables más utilizadas en este sentido es la del número de acciones, ya que al dejar los datos por acción pueden reducirse las diferencias en el tamaño de las empresas. Sin embargo, ya hemos indicado que Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000] muestran que la utilización de datos por acción no soluciona el efecto escala. Por otra parte, Hand y Landsman [1999] también indican que el uso del número de acciones como deflactor puede originar una sustancial no linealidad en las regresiones de corte transversal, producidas por el distinto tamaño de las empresas. Además, en los estudios en los que se disponen de series temporales de las variables puede resultar inapropiada la utilización de estos datos por

acción, ya que si no se tienen en cuenta ciertos aspectos se pueden cometer serios errores que distorsionan los resultados. Estos errores estarían provocados, principalmente, por el cambio en el número de acciones de un periodo para otro, ya sea por operaciones de desdoblamiento del nominal de las acciones como por ampliaciones y reducciones de capital. En el apéndice XIII mostramos cómo pueden cometerse errores incluso superiores a un 50%. Debido a estos problemas, no encontramos justificado el emplear datos por acción en el presente estudio, por lo que utilizamos otros deflactores propuestos en la literatura.

Antes de elegir la variable concreta que utilizamos para deflactar y reducir el problema de la escala es imprescindible analizar las propiedades y la influencia que queremos que la misma tenga en el ámbito de nuestra investigación. Necesitamos un deflactor que no entre en el LIM, que no cambie el significado de los modelos, que nos permita utilizar las funciones calculadas en el capítulo tercero, pero que sea capaz de reducir el efecto escala. A su vez, no podemos guiarnos por la conclusión de Barth y Clinch [1999] de que el efecto escala en el ámbito del modelo de Ohlson [1995] es reducido, puesto que en ese trabajo siempre se utilizan precios de mercado y se incluye un subrogado de la escala como variable independiente (patrimonio contable), mientras que en la mayoría de regresiones que se llevan acabo en esta tesis ni se incluyen los precios ni este subrogado.

Ya hemos indicado que el precio de mercado no debe utilizarse, ya que crearía un problema de circularidad. Pero en nuestra opinión el patrimonio contable tampoco es útil si entra en el LIM. Como ejemplo, ya hemos citado en la revisión de la literatura la principal limitación del trabajo de Choi, O'Hanlon y Pope [2001]: tratan de contrastar el modelo de Ohlson [1995], pero acaban contrastando una versión reducida de Feltham y Ohlson [1995], en el que además confunden el intercepto con el efecto conservadurismo. Recordemos que la ecuación que estiman es: $\frac{x_{t+1}^{a}}{bv_t} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x_t^{a}}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1}$. Esta ecuación presenta el inconveniente de que el deflactor entraría a formar parte del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson. Esto es, sería necesario modelizar la evolución futura del deflactor como una ecuación más del LIM para poder calcular el valor intrínseco de la empresa, actualizando los flujos futuros de resultados

anormales deflactados. Esto es, una vez estimados los parámetros ω_{10} y ω_{11} para calcular la $E_t\left[\frac{x^a_{t+2}}{bv_{t+1}}\right]$, $E_t\left[\frac{x^a_{t+3}}{bv_{t+2}}\right]$,..., necesitamos la estimación de todos los futuros patrimonios contables. Esto nos aleja del modelo original de Ohlson [1995] y nos lleva directamente al de Feltham y Ohlson [1995], que incluye la evolución del patrimonio contable. Así, el LIM del modelo de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] a estimar sería el mismo. En éste último, la primera ecuación del LIM sería:

$$\frac{x^a_{t+1}}{bv_t} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x^a_t}{bv_t} + \omega_{12}\frac{bv_t}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1} \Rightarrow \frac{x^a_{t+1}}{bv_t} = \left(\omega_{10} + \omega_{12}\right) + \omega_{11}\frac{x^a_t}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1}$$

La estimación de esta ecuación daría el mismo resultado que la utilizada por Choi, O'Hanlon y Pope [2001], ya que no es posible estimar dos interceptos por separado (ω_{10}, ω_{12}). De esta forma, estaríamos confundiendo el efecto de incluir un deflactor con el efecto del conservadurismo. Así, multiplicando ambos lados de las ecuaciones por el patrimonio contable, el resultado anormal esperado para el próximo periodo sería en ambos casos: $E_t\left[x^a_{t+1}\right] = \hat{a}bv_t + \hat{\omega}_{11}x^a_t$, donde $\hat{a}$ hace referencia al intercepto estimado.

Por tanto, si consideramos que Choi, O'Hanlon y Pope [2001] están contrastando la función de Ohlson [1995] no sería posible contrastar el LIM de Feltham y Ohlson [1995] puesto que sería imposible estimar dos interceptos en una misma regresión. Pero, y si este es el LIM de Feltham y Ohlson [1995] ¿cómo contrastar con esta metodología el modelo de Ohlson [1995]? En nuestra opinión, mediante esta metodología tampoco sería posible, puesto que el deflactor siempre entraría en el LIM. En definitiva, la pregunta es: ¿cuál de los dos modelos están contrastando Choi, O'Hanlon y Pope [2001]?

Así pues, el problema no viene tanto del deflactor a utilizar sino de la metodología empleada. ¿Qué hacer para que las variables aparezcan deflactadas pero a su vez que el deflactor no aparezca en el LIM? En nuestra opinión esto sólo es posible mediante la propuesta de Easton y Sommers [2000], que consiste en deflactar todas las variables, incluido el intercepto. Para mostrarla vamos a escoger como deflactor el patrimonio contable, puesto que su utilización establece el LIM en términos de rentabilidades contables (ROEs) anormales.

En la expresión utilizada por Choi, O'Hanlon y Pope [2001] hemos visto que es el intercepto el que hace que el deflactor entre en las expectativas futuras. Por ello, en nuestra opinión, una de las alternativas válidas sería, en el caso de Ohlson [1995] estimar el siguiente LIM:

$$\begin{aligned} \frac{x_{t+1}^{a}}{bv_t} &= \omega_{10}\frac{1}{bv_t} + \omega_{11}\frac{x_t^{a}}{bv_t} + \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{1,t+1} \\ \frac{v_{1t+1}}{bv_t} &= \gamma_{10}\frac{1}{bv_t} + \gamma_1\frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \tag{47}$$

En el caso del LIM de Feltham y Ohlson [1995], quedaría:

$$\begin{aligned} \frac{x_{t+1}^{a}}{bv_t} &= \omega_{10}\frac{1}{bv_t} + \omega_{11}\frac{x_t^{a}}{bv_t} + \omega_{12}\frac{bv_t}{bv_t} + \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{1,t+1} \\ \frac{bv_{t+1}}{bv_t} &= \omega_{20}\frac{1}{bv_t} + \omega_{22}\frac{bv_t}{bv_t} + \frac{v_{2t}}{bv_t} + \varepsilon_{2,t+1} \\ \frac{v_{1t+1}}{bv_t} &= \gamma_{10}\frac{1}{bv_t} + \gamma_1\frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{3t+1} \\ \frac{v_{2t+1}}{bv_t} &= \gamma_{20}\frac{1}{bv_t} + \gamma_2\frac{v_{2t}}{bv_t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \tag{48}$$

Debemos indicar que estos LIMs son equivalentes a los de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], por lo que nos permiten obtener todas las funciones de expectativas y de valoración que calculamos en el capítulo tercero de esta tesis. Esto es así porque una vez estimados todos los parámetros de los modelos, el deflactor desaparece de las expresiones al aparecer dividiendo en ambos lados de las mismas. Así, por ejemplo, en el caso más general del modelo de Feltham y Ohlson [1995], las expectativas de las variables relevantes para el próximo periodo serían:

$$\begin{aligned} E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] &= \omega_{10} + \omega_{11}x_t^{a} + \omega_{12}bv_t + v_{1t} \\ E_t\left[bv_{t+1}\right] &= \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t} \\ E_t\left[v_{1t+1}\right] &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} \\ E_t\left[v_{2t+1}\right] &= \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t} \end{aligned}$$

Se puede comprobar que estas expectativas se corresponden con las del modelo de Feltham y Ohlson [1995] ajustadas por la inclusión de un intercepto, tal y como vimos en el modelo 10 [M10] y cuyas expresiones resultantes demostramos en el apéndice XII. De esta forma, una vez estimados los parámetros de los diferentes LIMs es indiferente seguir utilizando las variables en términos relativos, calculando los futuros resultados anormales y el valor intrínseco de las empresas en términos relativos, que pasar a calcularlos en términos absolutos. Esto se consigue gracias a que realmente el deflactor no llega a entrar en la serie de expectativas futuras.

Easton y Sommers [2000] son los que proponen esta opción, alegando que está más próxima a la relación inicial que se pretendía estudiar. A su vez, desde un punto de vista puramente empírico, el análisis de estos autores muestra que la inversa del deflactor reduce la heterocedasticidad así como la influencia de las observaciones con mayor valor absoluto de las variables a regresar.

En definitiva, con esta metodología consideramos que se consigue estimar el valor de los parámetros del LIM salvando las mayores dificultades encontradas en la literatura: los efectos perversos de la diferente escala existente entre las empresas y la entrada del deflactor en la dinámica de la información.

Debemos indicar que podríamos utilizar cualquier otro deflactor, como el valor de mercado o el activo total. El primero de ellos no nos parece adecuado en regresiones que utilizan exclusivamente información contable histórica, ya que puede distorsionar la relación de los resultados anormales en el tiempo debido a variaciones de los precios por periodos alcistas o bajistas del mercado. Es decir, la cuantía del resultado y patrimonio contable de la empresa puede variar poco de un periodo a otro, mientras que su valor de mercado total puede hacerlo en mayor medida. Esto es precisamente lo observado en nuestro país durante la segunda mitad de la década de los 90, en el que los precios de mercado han subido constantemente a elevadas tasas. De esta forma, sería el deflactor y no la relación entre las variables contable el que dominaría la relación a estudiar.

Sin embargo, el activo total sí que se mueve en consonancia con el resto de variables contables. Por tanto, aunque utilizamos el patrimonio contable como deflactor, ya que establece el LIM en términos de rentabilidades

anormales contables, lo que tiene mayor significado económico, también utilizamos el activo total como deflactor para analizar la sensibilidad de los resultados al deflactor utilizado.

En cuanto al problema del elevado R^2, es propio de los estudios que tratan de analizar la evolución temporal de la relevancia de las variables contables mediante la comparación del R^2. Sin embargo, en el presente trabajo nos preocupa especialmente que las estimaciones sean insesgadas y los errores estándar consistentes. Esto es así porque nuestro objetivo no es, en ningún momento, comparar el R^2 de los modelos, sino analizar si los coeficientes utilizados por el mercado son significativos y coinciden con los implícitos en los diferentes LIMs considerados.

4.1.1.3. *Contabilidad del excedente sucio (Dirty Surplus)*

Los estudios realizados hasta el momento han utilizado una medida de resultado contable que no cumple la relación del excedente limpio. Así, normalmente el resultado anormal aparece definido a partir de una medida de resultado antes de partidas extraordinarias o un resultado de las actividades ordinarias de la empresa (véase por ejemplo Dechow, Hutton y Sloan [1999]). Esto viola dicha relación del excedente limpio, ya que hay partidas que han pasado por la cuenta de resultados y no aparecen en los mismos.

La elección en las investigaciones de un resultado que no cumple la relación del excedente limpio suele estar motivada por el hecho de que los resultados extraordinarios son transitorios, por lo que es de suponer que el parámetro de persistencia de la medida de resultado final de la empresa presente un valor inferior. Es decir, las partidas no recurrentes no deberían incluirse en la medida de resultados ya que no tienen habilidad predictiva de los hechos relevantes futuros. De esta forma, si la utilización de un resultado basado en el excedente limpio (*clean surplus)* aumenta la variabilidad de la serie de resultados, la habilidad predictiva se conseguiría en mayor medida a través de una medida de resultado que no cumpla dicha relación (*dirty surplus)* y que efectivamente reduzca dicha variabilidad.

Sin embargo, esta elección tiene importantes inconvenientes. Por un lado, tal y como afirma Beaver [1999, p. 37] "*la base para predecir sólo un*

subconjunto de los beneficios carece de motivación, y una representación del valor tan sólo basada en un subconjunto de los beneficios no se cumple necesariamente". También debemos tener en cuenta, que las medidas intermedias de resultados pueden estar afectadas por la manipulación de beneficios de tipo clasificatorio, de manera que puede haber un trasvase entre las partidas extraordinarias y ordinarias. Sin embargo, el resultado final después de impuestos está libre de este tipo de manipulación. Por último, una medida de resultados *dirty surplus*, lleva a errores en los valores intrínsecos calculados, como se demuestra a continuación.

Dado que el RIV depende de la relación del excedente limpio, y ambos son supuestos de los modelos de Feltham-Ohlson, nos podríamos preguntar que sucede si un sistema contable o la elección de una variable determinada no cumple esta relación. En este caso, la misma relación del excedente limpio nos permite redefinir los beneficios en términos de lo que en la literatura internacional se conoce como *comprehensive income*, expresión para la que no existe una traducción aceptada y que difiere del resultado neto. Es decir, dado que conocemos el patrimonio contable al inicio y final del periodo y los dividendos del periodo, podemos obtener el beneficio que hace cumplir la relación del excedente limpio en términos del cambio en el patrimonio contable más el pago de dividendos[34]:

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

En este caso, x_t es el llamado *comprehensive income,* es decir, el beneficio que cumple la relación del excedente limpio. Si llamamos y_t a la medida alternativa de resultado que no cumple esta relación, podemos definir $z_t = x_t - y_t$ como la variable *excedente sucio* correspondiente a y_t.

Por otro lado, también es posible definir el resultado anormal basado en el excedente sucio como:

$$y_t^a = y_t - r \cdot bv_{t-1}$$

[34] Sin embargo, esta flexibilidad del modelo tiene sus costes, ya que el beneficio así calculado no se corresponde con ninguna cifra incluida en los estados financieros actuales.

Combinando las dos ecuaciones anteriores y basándonos en la definición de resultado anormal obtenemos:

$$x_t^a = x_t - rbv_{t-1} = y_t + z_t - rbv_{t-1} = y_t^a + z_t$$

Por lo tanto, el RIV con una relación basada en un excedente sucio puede rescribirse de la siguiente forma:

$$P_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^\tau} = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[y_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^\tau} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[z_{t+\tau}\right]}{(1+r)^\tau}$$

Lo y Lys [2000] advierten mediante esta expresión de los problemas que podemos encontrar al utilizar una medida de beneficios que no cumple la relación del excedente limpio: la omisión de la variable z_t puede sesgar a la baja el coeficiente de determinación R^2 de las regresiones, y puede sesgar los coeficientes de las variables incluidas en la regresión.

Por otro lado, en el presente estudio procedemos a calcular valores intrínsecos, por lo que éstos estarán infravalorados o sobrevalorados según el signo de la variable z_t sea positivo o negativo, respectivamente. Adicionalmente, podemos ver que la expresión del valor de la empresa depende de realizaciones posteriores de z_t, por lo la evolución de esta variable debería incorporarse en el LIM de los respectivos modelos.

Por todo ello, en el presente estudio optamos por la elección de las variables patrimonio y resultado contable, que cumplen, en la medida que el sistema contable lo permite, la relación del excedente limpio. Recordemos que basta con que los datos actuales y futuros cumplan dicha relación, por lo que si obtenemos la evolución de la información en el próximo periodo a partir de la expresión $bv_{t+1} = bv_t + x_{t+1} - d_{t+1}$, debemos escoger el patrimonio contable que cumple $bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t$, por lo que la única medida de resultados que podemos utilizar para evitar los sesgos antes indicados es el resultado después de impuestos.

4.1.2. Formulación de hipótesis

Sin perjuicio de que más adelante desarrollemos con detalle las hipótesis a contrastar, creemos conveniente resumirlas antes de exponer la metodología precisa del trabajo. En el presente estudio queremos contrastar los siguientes aspectos relacionados con los modelos de Feltham-Ohlson:

1. **Vínculo predictivo**. El objetivo es contrastar los LIMs de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], lo que supone investigar las siguientes hipótesis alternativas:

- En cuanto al LIM de Ohlson [1995]:

H1. El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores teóricos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reversión a la media.

H2. El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

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

- En cuanto al LIM de Feltham y Ohlson [1995]:

H4. El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.

H5. El parámetro de conservadurismo, esto es, el coeficiente ω_{12}, es significativo y presenta un valor positivo.

H6. El parámetro de la persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

H7. El parámetro de crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores teóricos de [1, 1+r]

H8. El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

En cuanto a la capacidad predictiva de los resultados anormales de los modelos basados en Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] se trata de contrastar las siguientes hipótesis alternativas:

H9. Los modelos predicen el resultado anormal del próximo periodo de forma sesgada, es decir, la media y mediana de los errores de predicción son significativamente distintas de cero.

H10. La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es una variable relevante en la predicción del resultado anormal futuro, pues los modelos que la consideran realizan predicciones a un año menos sesgadas y más exactas que el resto de modelos que no la tienen en cuenta.

H11. Los modelos que toman un valor $\omega_{11}=0$ presentan grandes errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen mejor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media. Sin embargo, los modelos que toman un valor $\omega_{11}=1$ presentan pequeños errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen peor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media.

H12. Los modelos que incluyen las variables de la "otra información" predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos que no la incluyen.

H13. Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

H14. La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo $t+\tau$ de una cartera formada en el periodo t por las empresas con mayores ROEs anormales es superior a la de una cartera formada en el periodo t por las empresas con menores ROEs anormales.

2. **Vínculo valorativo**. El objetivo es calcular los valores intrínsecos de las empresas a través de los modelos considerados, y contrastar si estos valores explican los precios existentes en el mercado. Planteamos las siguientes hipótesis en su forma alternativa:

H15. El ratio del valor intrínseco con respecto al precio observado no presenta en promedio un valor igual a uno para cada modelo considerado.

H16. El poder explicativo de los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] es mayor que el de los modelos utilizados en investigaciones previas que ignoran la "otra información" o toman valores extremos de sus parámetros.

H17. La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado. La segunda de las variables de la "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, es relevante para explicar los precios de mercado.

H18. Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson [1995], que no incluyen dicho parámetro.

H19. El resultado contable y la predicción de los analistas proporcionan información adicional al patrimonio contable a la hora de explicar los precios de mercado.

H20. Los coeficientes implícitos en los LIM de los modelos de Feltham-Ohlson coinciden con los obtenidos en regresiones que utilizan los precios de mercado observados

3. Finalmente, en relación con la **eficiencia del mercado**, planteamos la siguiente hipótesis alternativa:

H21. Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones infravaloradas y vendiendo las sobrevaloradas.

Aunque más adelante nos referimos con detalle a la muestra, queremos adelantar que se ha trabajado con un conjunto de 121 empresas que han cotizado en el mercado continuo español durante al menos 24 meses en la década de los 90, de las cuales se disponen de datos contables de al menos dos años consecutivos y que han sido seguidas por los analistas financieros. Toda la información recogida sobre estas empresas están a disposición del público en diversas bases de datos las fuentes que se citarán posteriormente.

4.1.3. Vínculo predictivo: contrastación empírica de la estructura del LIM de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

El primer objetivo pretende analizar la validez del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995], estimando los parámetros de los mismos mediante la información histórica disponible. En este sentido, debemos insistir en que adoptamos una metodología en corte transversal. No obstante, los parámetros que vamos a obtener serán variables en el tiempo, conforme vaya alargándose el periodo muestral desde 1993 hasta 1999, de manera que puede recogerse su variación temporal a la vez que se aprovecha al máximo toda la información disponible.

Con respecto a este último punto, debemos aclarar que aunque calculamos los resultados anormales desde el año 1991, realmente hasta dos periodos después no podemos obtener la primera estimación de todos los parámetros de los modelos estudiados. Esto se debe a la necesidad de disponer de dos periodos exclusivamente de estimación. Así, en el caso del modelo de Ohlson [1995], en el año 1992 podremos estimar los parámetros de la primera ecuación del LIM, mediante la siguiente regresión con los datos del resultado anormal de los periodos 1991 y 1992:

$x^{a}_{j,1992} = \omega_{10} + \omega_{11} x^{a}_{j,1991} + \varepsilon_{1j,1992}$, donde el subíndice j hace referencia a la información de la empresa j.

De esta forma, 1992 será el primer año en el que podremos estimar ω_{10} y ω_{11}. Con ellos, podremos calcular la variable "otra información" a partir de la adaptación de la expresión (36). Esto es, mediante la diferencia entre la predicción del resultado anormal para el próximo periodo realizada por los analistas en 1992 y la predicción para el próximo periodo realizada por el modelo mecánico que acabamos de estimar:

$$v_{1j,1992} = f^{a,1993}_{j,1992} - \hat{\omega}_{10,1992} - \hat{\omega}_{11,1992} x^{a}_{j,1992}$$

En el año 1993 volvemos a estimar los parámetros ω_{10} y ω_{11}, utilizando toda la información disponible, es decir, los resultados anormales de los años

1991 a 1993. Igualmente con estas estimaciones podremos calcular la "otra información" en el periodo 1993:

$$v_{1j,1993} = f_{j,1993}^{a,1994} - \hat{\omega}_{10,1993} - \hat{\omega}_{11,1993} x_{j,1993}^{a}$$

Así, dispondremos en este periodo 1993 de dos años consecutivos de la variable "otra información", por lo que, por primera vez, podremos estimar su persistencia a partir de la segunda ecuación del LIM de Ohlson [1995]:

$$v_{1j,1993} = \gamma_{10,1993} + \gamma_{1,1993} v_{1j,1992} + \varepsilon_{2,1993}$$

Sólo a partir de 1993 dispondremos de la estimación de los cuatro parámetros necesarios para calcular los valores intrínsecos. El procedimiento para los años 1994-1999 es equivalente, de manera que vamos reestimando todos los parámetros y vamos calculando la "otra información", incorporando a las regresiones toda la información hasta el año considerado.

Igualmente, el procedimiento a seguir en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] es idéntico al aquí expuesto, si bien incorporando el conservadurismo contable en las dos ecuaciones anteriores y las otras dos ecuaciones del LIM: las que hacen referencia al patrimonio contable y a la segunda de las variables de la "otra información".

Así, en 1992 obtendremos una estimación de los parámetros ω_{20} y ω_{22} a través de la siguiente regresión:

$$bv_{j,1992} = \omega_{20,1992} + \omega_{22,1992} bv_{j,1991} + \varepsilon_{2j,1992}$$

Con ellos calculamos la segunda variable de la "otra información" en dicho año, a través de la adaptación de la expresión (45), esto es, la diferencia entre la predicción en 1992 del patrimonio contable de 1993 menos la predicción realizada por el modelo mecánico que acabamos de estimar:

$$v_{2j,1992} = bv_{1992}^{1993} - \hat{\omega}_{20,1992} - \hat{\omega}_{22,1992} bv_{1992}$$

En 1993 incorporamos los datos de dicho año, obteniendo las estimaciones de $\omega_{20,1993}$ y $\omega_{22,1993}$ con la información del patrimonio contable de

los años 1991 a 1993. Con estas estimaciones volvemos a calcular la "otra información" a partir de la expresión:

$$v_{2j,1993} = bv_{1993}^{1994} - \hat{\omega}_{20,1993} - \hat{\omega}_{22,1993} bv_{1993}$$

Así, en 1993 ya dispondremos de información de dos periodos consecutivos de la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable. Con estos datos podremos estimar su persistencia a través de la regresión:

$$v_{2j,1993} = \gamma_{20,1993} + \gamma_{2,1993} v_{2j,1992} + \varepsilon_{4j,1993}$$

Por lo que 1993 es el primer año para el que dispondremos de la estimación de todos los parámetros.

A continuación vamos a establecer las hipótesis a contrastar en cuanto a la validez del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]. En este sentido, el LIM de estos trabajos se cumplirá empíricamente si las estimaciones de los parámetros de los mismos están dentro de los valores teóricos establecidos en los trabajos de estos autores, y que vimos en el capítulo primero de la tesis.

4.1.3.1. LIM de Ohlson [1995]

En primer lugar vamos a contrastar si la especificación teórica del LIM del modelo de Ohlson [1995] es adecuada desde un punto de vista empírico. Para ello, adaptamos el LIM de Ohlson [1995] a una metodología en corte transversal que incluye interceptos en la estimación de los parámetros. Al igual que en la práctica totalidad de los estudios empíricos realizados en contabilidad y finanzas, el motivo que nos lleva a incluir interceptos en las regresiones es meramente econométrico, de manera que se elimina la restricción de que la recta estimada que ajusta los datos pase por el origen de coordenadas, recogiendo el intercepto el efecto medio de variables omitidas en la regresión.

Concretamente el caso general del modelo de Ohlson [1995], que tiene en cuenta todas las implicaciones del mismo, lo consideramos en el modelo 7

[M7] estudiado en el capítulo tercero de esta tesis. En dicho modelo vimos que la información sigue la siguiente evolución:

$$\begin{aligned} x^a_{j,t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_{j,t} + v_{1j,t} + \varepsilon_{1j,t+1} \\ v_{1j,t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1j,t} + \varepsilon_{2j,t+1} \end{aligned} \tag{49}$$

La estimación del parámetro de persistencia de los resultados anormales se realiza exclusivamente mediante datos históricos observados, que se obtiene a través de la siguiente regresión:

$$x^a_{j,t} = \omega_{10} + \omega_{11} x^a_{j,t-1} + e_{1j,t} \tag{50}$$

donde:

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1,t),

ω_{10}: Intercepto que recoge el efecto medio de variables omitidas,

ω_{11} : Factor de persistencia del resultado anormal

El LIM del sistema de ecuaciones (49) indica la evolución futura de la información, esto es, una vez observados en el periodo T el resultado anormal y la "otra información", los resultados anormales esperados se obtienen a partir de las ecuaciones de dicho sistema. Sin embargo, para poder aplicar el LIM necesitamos estimar los parámetros del mismo, de manera que la estimación de la expresión (50) nos muestra cuál ha sido la persistencia histórica del resultado anormal de las empresas. Esta persistencia nos indicará que basándonos únicamente en la información contenida en la serie histórica de resultados anormales, esperamos que el resultado anormal del próximo periodo sea $\hat{\omega}_{10} + \hat{\omega}_{11} x^a_{t,j}$.

Ahora bien, puede existir en el mercado información adicional a la serie histórica de resultados anormales. Si consideramos que el consenso de los analistas de la predicción del resultado para el próximo periodo ($f^{t+1}_{t,j}$) recoge toda la información disponible en el mercado, entonces $E_t\left[x^a_{t+1}\right] = f^{t+1}_{t,j} - r_{t,j} \cdot bv_{t,j}$. Así, tomando esperanzas en la primera ecuación del LIM (49) y despejando v_{1t}, medimos la "otra información" como la diferencia entre estas expectativas totales y las expectativas resultantes únicamente de la información contenida en la serie histórica de resultados anormales:

$$v_{1t,j} = \underbrace{\left(f_{t,j}^{t+1} - r_{t,j} bv_{t,j}\right)}_{\substack{\text{Expectativas totales} \\ \text{del resultado anormal} \\ \text{del próximo periodo}}} - \underbrace{\left(\hat{\omega}_{10} + \hat{\omega}_{11} x_{t,j}^{a}\right)}_{\substack{\text{Expectativas contenidas} \\ \text{en la serie historica} \\ \text{de resultados anormales}}}$$

Por otra parte, para corregir el efecto escala, tal y como hemos expuesto anteriormente, deflactamos las variables, siendo la regresión a estimar:

$$\frac{x_{j,t}^{a}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t-1}^{a}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t} \tag{51}$$

El LIM subyacente en esta regresión (51), que nos indica como evolucionará la información en el futuro, es el siguiente:

$$\frac{x_{j,t+1}^{a}}{bv_{j,t}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t}^{a}}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t}} + \gamma_{1} \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

El deflactor no llega a formar parte de estas expectativas futuras de la información, ya que aparece en el denominador de ambos lados del sistema de ecuaciones. Se obtienen los mismos resultados que el LIM de las variables sin deflactar, sistema de ecuaciones (49). Es decir, a partir de los coeficientes obtenidos en las regresiones con datos históricos deflactados podemos llegar a las mismas expresiones del LIM sin deflactar, multiplicando ambos lados de las ecuaciones por el deflactor utilizado.

Igualmente, el cálculo de la "otra información" podemos realizarlo en términos relativos, esto es, $\frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} = \frac{f_{j,t}^{a,t+1}}{bv_{j,t}} - \hat{\omega}_{10} \frac{1}{bv_{j,t}} - \hat{\omega}_{11} \frac{x_{j,t}^{a}}{bv_{j,t}}$, o en términos absolutos como $v_{j,t} = f_{j,t}^{a,t+1} - \hat{\omega}_{10} - \hat{\omega}_{11} x_{j,t}^{a}$, donde en ambos casos $\hat{\omega}_{10}$ y $\hat{\omega}_{11}$ son los valores estimados en la regresión de la ecuación (51). Por tanto, salvo en las regresiones, en las que son imprescindibles la utilización de datos deflactados para intentar reducir los inconvenientes del efecto escala, utilizamos a partir de ahora las expresiones del LIM en términos absolutos en lugar de deflactados simplemente por comodidad a la hora de facilitar la exposición de las distintas ecuaciones.

Aunque en este apartado pretendemos analizar la validez del LIM, no debemos olvidar que el objetivo último de los distintos modelos considerados en el tercer capítulo de la tesis es calcular valores intrínsecos, y para ello necesitamos estimar los parámetros de persistencia del LIM en distintos momentos del tiempo. En la presente tesis estos parámetros van a ser estimados a partir del cierre del año 1993, ya que, como hemos explicado anteriormente, hasta esta fecha no podemos estimar todos los parámetros del LIM.

Para calcular los valores de las empresas en un momento T, necesitamos estimar los parámetros con los datos exclusivamente disponibles en esa fecha, y en ningún caso incorporando datos procedentes de los años posteriores, ya que aun no eran conocidos en tal fecha. De esta forma, en lugar de realizar una única estimación de los coeficientes de la regresión (51) con información de todo el periodo muestral, 1991-1999, tendremos que realizar 8 regresiones en las que los datos utilizados irán desde el inicio del periodo muestral hasta los años 1992 a 1999. Esto es, los factores del LIM estarán calculados mediante los datos de los periodos 1991-1992, 1991-1993, ..., 1991-1999. Asimismo, las 8 estimaciones de los parámetros de la regresión (51) son necesarias para calcular la variable "otra información" en cada uno de los años del periodo 1992-1999.

Como hemos revisado en los fundamentos teóricos, el modelo de Ohlson [1995] sugiere que las rentas procedentes de un estado de monopolio podrían subsistir durante algún tiempo, pero que finalmente la competencia llegaría a anular estos resultados anormales. De este modo, el resultado anormal debe presentar un proceso de reversión a la media, representada por su coste de capital, de manera que, en el largo plazo, deben ser cero. Así pues, la primera hipótesis alternativa a contrastar es:

H1: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores teóricos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reversión a la media.

Esta hipótesis se contrastará a través de la significatividad del coeficiente ω_{11} de la regresión (51), y a través de contrastes sobre si su valor es cero o uno ($\omega_{11}=0$ o $\omega_{11}=1$).

Una vez se ha contrastado empíricamente la validez de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995], y una vez estimados los parámetros de esta ecuación podremos calcular la variable "otra información" basada en la predicción de los analistas financieros. Como acabamos de ver, esta variable "otra información" se calcula mediante la adaptación a nuestro estudio de la expresión (36) que vimos en el tercer capítulo de la tesis:

$$v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x_{j,t}^{a} \qquad (52)$$

donde:

$f_{j,t}^{t+1}$: predicción de los analistas del resultado del periodo (t,t+1) de la empresa j

$r_{j,t}$: coste de capital de la empresa j para el periodo t,

$\hat{\omega}_{10,t}$ y $\hat{\omega}_{11,t}$: constante y factor de persistencia del resultado anormal estimados mediante la regresión (51) con datos del periodo 1991 hasta el cierre del año t.

$x^{a}_{j,t}$: resultado anormal del periodo (t-1, t)

t=1992-1999

Es necesario recalcar, una vez más, que la variable "otra información" depende del valor del parámetro de persistencia del resultado anormal y se calcula en el periodo 1992-1999, ya que hasta 1992 no disponemos de la primera estimación de dicho parámetro. Por ello, en cada uno de los 8 años, se utilizan las estimaciones de ω_{10} y ω_{11} de cada una de las 8 regresiones de la ecuación (51), estimadas con datos exclusicamente de ejercicios anteriores. Así se consigue que todas las variables estén calculadas exclusivamente con datos conocidos en cada uno de los 8 años comprendidos en el periodo 1992-1999.

Una vez calculada esta variable "otra información" basada en la predicción de beneficios de los analistas, podemos proceder a evaluar empíricamente el comportamiento histórico de la misma a través de la regresión:

$$v_{1t} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t-1} + e_{3t}$$

donde:

v_{1t} : variable "otra información", calculada a partir de la expresión (52),

γ_1: factor de persistencia de la "otra información"

γ_{10}: intercepto que recoge el efecto medio de variabled omitidad en la regresión.

Para reducir los problemas del efecto escala en las estimaciones de variables absolutas, la expresión en términos deflactados, que conserva la estructura original del LIM, es:

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3t} \qquad (53)$$

Así pues, será ésta la regresión empleada para estimar γ_{10} y γ_1. Debemos señalar que hasta 1993 no podremos estimar los parámetros de esta ecuación debido a que, como hemos indicado antes, necesitamos dos años consecutivos de la variable "otra información" y hasta 1992 no podemos empezar a calcularla. Por ello, se realizan 7 regresiones con todos los datos disponibles desde 1992 hasta los cierres de los años 1993 a 1999 con el objeto de utilizar exclusivamente la información disponible sobre v_{1t} en cada momento. Así, la hipótesis alternativa a contrastar en este apartado es la siguiente:

H2: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Una vez se ha comprobado la especificación empírica del LIM de Ohlson [1995], pasamos a comprobar la validez de la estructura temporal de un retardo del resultado anormal impuesto en el mismo. En la literatura previa existen diversos ejemplos que nos pueden hacer pensar que retardos superiores a uno de las variables contables son importantes (véase, por ejemplo, Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] y Morel [1999]). Para ello, utilizando los datos de todo el periodo 1991-1999, y deflactando todas las variables, se trata de verificar la importancia de la información de años previos. A tal efecto se estima la siguiente regresión en la que se consideran hasta cuatro retardos temporales:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x^a_{j,t-2}}{bv_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x^a_{j,t-3}}{bv_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x^a_{j,t-4}}{bv_{j,t-1}} + e'_{t+1} \qquad (54)$$

La siguiente hipótesis contrastada es:

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

Una vez analizada la validez del LIM de Ohlson [1995] el siguiente paso nos lleva a incorporar el conservadurismo contable y contrastar la validez del LIM de Feltham y Ohlson [1995].

4.1.3.2. LIM de Feltham y Ohlson [1995]

Una vez analizado el LIM de Ohlson [1995] es interesante considerar un modelo más completo, por lo que pasamos a contrastar el LIM de Feltham y Ohlson [1995] con el objeto de verificar si el modelo recoge adecuadamente la existencia de una contabilidad conservadora. El LIM, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Feltham y Ohlson [1995] y que esta ajustado por la inclusión de interceptos en las regresiones es el considerado en el modelo 10 [M10] del tercer capítulo de la tesis:

$$\begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \tag{55}$$

Debemos indicar nuevamente que las ecuaciones del LIM que hacen referencia al resultado anormal y patrimonio contable se estimarán 8 veces en el periodo 1992-1999, mediante la inclusión en las regresiones de toda la información disponible desde 1991 hasta cada uno de dichos años. Sin embargo, la "otra información" necesita la estimación de los parámetros de estas dos ecuaciones, por lo que empezarán a estimarse un año después, siendo 7 las regresiones realizadas. Igualmente, las regresiones utilizarán datos deflactados para reducir los inconvenientes del efecto escala, pero preservan la estructura original del LIM de manera que el deflactor no llega a formar parte del mismo y podemos utilizar las expresiones calculadas en el capítulo tercero de esta tesis.

En primer lugar, procedemos a estimar los parámetros de la primera de las ecuaciones del LIM con objeto de analizar la persistencia del resultado anormal y la influencia del conservadurismo contable:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1} \tag{56}$$

donde:

$x_{j,t}^{a}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1,t)

bv_t: Patrimonio contable de la empresa j en el momento t

ω_{11} : Factor de persistencia del resultado anormal

ω_{12}: Factor de conservadurismo del patrimonio contable

Esta regresión con datos históricos es la adaptación empírica de la primera de las ecuaciones del LIM de Feltham y Ohlson [1995], en la que se incluye un intercepto y el patrimonio contable es una variable relevante a la hora de predecir los resultados anormales debido a la existencia de una contabilidad conservadora que infravalora el valor contable de los activos operativos. El uso de variables deflactadas provoca que el intercepto de esta regresión sea precisamente el parámetro de conservadurismo contable. Este intercepto ω_{12} debe ser positivo si realmente se cumplen las predicciones de Feltham y Ohlson [1995]. Aunque las fuerzas competitivas provocarían que el resultado anormal sea cero en el largo plazo ($0<\omega_{11}<1$), una empresa puede obtener resultados anormales positivos a largo plazo debido a una contabilidad que sistemáticamente infravalora el valor de sus activos ($\omega_{12}>0$). Así, ω_{12} nos estaría indicando la parte de la ROE anormal que es debida al conservadurismo de los activos[35].

Siguiendo los supuestos teóricos del modelo de Feltham y Ohlson [1995], las hipótesis alternativas se formulan en los siguientes términos:

H4: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.

H5: El parámetro de conservadurismo, esto es, el coeficiente ω_{12}, es significativo y presenta un valor positivo.

A su vez, la estimación de los parámetros de la primera ecuación del LIM nos permite calcular la variable "otra información" basada en la predicción de los analistas financieros a través de la adaptación de la expresión (43):

[35] Recordemos que la variable dependiente de la regresión (56) es la ROE anormal, esto es, la diferencia entre la ROE y el coste de capital: $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}} = \frac{x_t - rbv_{t-1}}{bv_{t-1}} = ROE - r = ROE^a$.

$$v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x_{j,t}^{a} - \hat{\omega}_{12,t} bv_{j,t} \quad (57)$$

donde:

$f_{j,t}^{t+1}$: predicción de analistas del resultado del periodo (t, t+1) de la empresa j

$r_{j,t}$: coste de capital de la empresa j en el momento t,

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el año t,

$\omega_{10,t}$, $\omega_{11,t}$ y $\omega_{12,t}$: constante, factor de persistencia del resultado anormal y factor de conservadurismo contable, calculados mediante la regresión (56) con datos desde el periodo 1991 hasta el cierre del año t.

$x^{a}_{j,t}$: resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1, t)

t=1992-1999

BIBLIOTECA VIRTUAL

Tras calcular esta variable "otra información" basada en la predicción de beneficios de los analistas, podemos proceder a evaluar empíricamente el comportamiento de la misma a través de la siguiente regresión basada en la tercera ecuación del LIM (55):

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3j,t} \quad ($$

donde:

v_{1t} : variable "otra información", calculada a partir de la expresión (57)

γ_{11} : factor de persistencia de la "otra información"

La hipótesis alternativa a contrastar es:

H6: El parámetro de la persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Por último, el LIM de Feltham y Ohlson [1995] está compuesto por dos ecuaciones adicionales. Dado que el patrimonio contable es una variable necesaria para la predicción del resultado anormal futuro debido al conservadurismo contable, su evolución futura es necesaria para poder obtener las funciones de valoración en el modelo de Feltham y Ohlson [1995]. Por ello, necesitaríamos estimar el parámetro de crecimiento del patrimonio contable a través de la siguiente regresión basada en la segunda ecuación del LIM (55):

$$bv_{j,t} = \omega_{20} + \omega_{22} bv_{j,t-1} + e_{2j,t}$$

donde:

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el momento t

ω_{22} : parámetro de crecimiento del patrimonio contable

Sin embargo esta estimación presenta grandes inconvenientes. Por un lado, los supuestos del modelo de Feltham y Ohlson [1995] esperan un valor de ω_{22} ligeramente superior a uno ($1<\omega_{22}<1+r$). El límite inferior viene impuesto por el supuesto de empresa en funcionamiento, mientras que el límite superior es necesario por razones de convergencia a la hora de calcular el valor de la empresa. Es de esperar que el patrimonio contable presente un comportamiento creciente en el periodo analizado, de manera que la serie temporal de esta variable contable puede no seguir un proceso estacionario. Si esto fuera así, nos encontraríamos ante un proceso autoregresivo de parámetro superior a uno.

Por otro lado, en nuestra opinión existe un problema adicional no contemplado hasta ahora en la literatura: un valor relativamente grande de ω_{22} tiene una gran influencia en el cálculo de los valores intrínsecos. Si uno más el coste de capital de la empresa fuera inferior al crecimiento estimado mediante el parámetro ω_{22}, algo que es muy posible que se observe en muchas empresas en los últimos años de los 90 debido a los bajos tipos de interés existentes, entonces el valor de estas empresas sería infinito, es decir, el patrimonio contable crecería por encima de la tasa de descuento o coste de capital de manera indefinida. Dado que los resultados anormales dependen del patrimonio contable la serie de valores actualizados sería divergente[36]. Igualmente, si ω_{22} fuera inferior a (1+r) pero no muy alejado de él, algo que se cumple con toda probabilidad en los últimos años de los 90, los valores de las empresas serían muy grandes. La razón es similar a lo antes expuesto: el patrimonio contable crecería a una tasa muy similar a la tasa de descuento, por lo que el valor actual de la serie infinita de resultados anormales sería muy grande[37].

---

[36] En los apéndices XI y XII se calculan las funciones de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]. Allí puede observarse que la condición indispensable para que el valor actual de la serie infinita de resultados anormales futuros sea convergente es que $\omega_{22}<1+r$.

[37] La consideración del conservadurismo en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] hace que aparezca en el denominador del coeficiente del patrimonio contable y de la segunda de las variables de la "otra información" la expresión: $(1+r-\omega_{22})$. Si ω_{22} es muy cercano a (1+r) el valor de esta expresión será muy pequeña y el coeficiente muy grande. Este problema no sucede

Los trabajos previos han optado por diversas alternativas en la estimación de este crecimiento. Así, Myers [1999] estima este parámetro mediante la mediana del ratio $\frac{bv_{t+1}}{bv_t}$ y Choi, O'Hanlon y Pope [2001] igualan dicho crecimiento a distintos valores fijos, tomando concretamente unos crecimientos del 0%, 2%, 4% y 6%. Los resultados de este último estudio concluyen que los resultados son muy sensibles a la tasa de crecimiento esperada seleccionada. Así, los errores de valoración calculados como (Valor Intrínseco - Precio) son positivos y aumentan considerablemente con la tasa de crecimiento, a pesar de que la mayor tasa de crecimiento elegida es del 6% y el menor coste de capital utilizado del 10%, es decir, una diferencia entre 1+r y ω_{22} del 4%. La tabla 4.2 resume algunos de estos errores de valoración detectados en este trabajo.

Puede observarse como para mayores tasas de crecimiento los errores son cada vez más grandes, llegando a ser el valor intrínseco, como media, un 142,29% mayor que el precio de mercado. Recordemos que la literatura previa que utiliza el modelo de Ohlson [1995] o el modelo del resultado residual con dinámicas no lineales de la información sistemáticamente calculaba valores intrínsecos inferiores a los precios de mercado (vease por ejemplo Dechow, Hutton y Sloan [1999] o Myers [1999]), por lo que en nuestra opinión los resultados obtenidos por Choi, O'Hanlon y Pope [2001] nos sugieren que debemos tener especial cuidado en determinar la tasa de crecimiento.

Tabla 4.2. Errores de valoración según distintas tasas de crecimiento y de costes de capital empleadas.

Los errores de valoración se calculan como la media para cada empresa y año de la variable: $\frac{\text{Valor Intrínseco}_{j,t} - \text{Precio de Mercado}_{j,t}}{\text{Precio de Mercado}_{j,t}}$

Errores medios	ω_{22}=1,00	ω_{22}=1,02	ω_{22}=1,04	ω_{22}=1,06
r = 0,10	0,479	0,637	0,901	1,429
r = 0,12	0,197	0,272	0,384	0,571
r = 0,14	0,002	0,034	0,080	0,148

Fuente: Elaboración propia a partir de Choi, O'Hanlon y Pope [2001]

con la persistencia del resultado anormal en la expresión $(1+r-\omega_{11})$, ya que para la convergencia del valor de la empresa se exige que ω_{11}<(1+r), pero el modelo supone una restricción mayor a ésta, es decir, el modelo supone que ω_{11}<1.

Para ello, vamos a basarnos en una sugerencia de Ohlson [1998] (versión *working paper* de Ohlson [2001]), y en el significado económico del parámetro de crecimiento del patrimonio contable, ω_{22}. Ohlson [1998, nota final 9] afirma que se podría estimar un coeficiente de crecimiento y aplicarlo al valor del patrimonio contable para obtener $E[bv_{t+1}]$, o se podría utilizar una medida como la tasa de crecimiento a largo plazo de la economía. En nuestra opinión, esta última idea, a pesar de ser sólo un comentario en una nota a pie de página es muy razonable. En un trabajo como este, que utiliza una metodología en corte transversal, el parámetro ω_{22} informa del crecimiento sostenido de todas las empresas que forman parte de la economía, ya que se utiliza el mismo parámetro para todas las empresas dentro de un mismo año. Dado que el LIM hace referencia a la evolución de los datos contables y financieros en un horizonte infinito, consideramos que este parámetro no podría ser otro que el crecimiento a largo plazo de la economía española.

Así, para cada año del periodo 1992-1999 estimamos en 8 ocasiones el crecimiento esperado a largo plazo de la economía española mediante la media histórica del crecimiento en el Producto Interior Bruto (PIB) desde el año 1986 hasta el año t. La razón por la que se escoge el año 1986 como año inicial para estimar el crecimiento histórico se debe a que éste fue el año en el que España entró a formar parte de la Comunidad Económica Europea, que más tarde dio lugar a la Unión Europea, siendo éste el entorno económico en el que se ha desenvuelto en la década de los 90. Creemos que este valor del crecimiento medio histórico del PIB es un valor indicativo, aunque muy ajustado a la realidad, de la tasa de crecimiento sostenido de las empresas de la muestra. Así, si la economía está en recesión esta tasa será más pequeña, en concordancia con el sentimiento de incertidumbre que puede existir en los inversores en ese momento. Por el contrario, en épocas de crecimiento este valor medio crecerá, al igual que el optimismo general de los inversores. A su vez, su valor no va a ser lo suficientemente grande como para que se observen los problemas anteriormente citados. En cuanto al intercepto ω_{20} su inclusión se debía a razones econométricas, por ello, al no estimar la ecuación (59), tomará un valor $\omega_{20}=0$. La hipótesis a contrastar a este respecto no es otra que:

H7: El parámetro de crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores teóricos de [1, 1+r]

Por otro lado, en las predicciones del patrimonio contable influye también la segunda de las variables que representan a la "otra información". Esta variable va permitir diferenciar los crecimientos de las distintas empresas dentro de un mismo año. Es decir, el parámetro ω_{22} nos informa del crecimiento de la economía española, por lo que el patrimonio contable esperado para el próximo periodo de una empresa cualquiera debería ser $\omega_{22} \cdot bv_t$. Ahora bien, la segunda variable de la "otra información" permite distinguir la existencia de diferentes ritmos de crecimiento entre las distintas empresas, ya que, como indica la segunda ecuación del LIM (55), $bv_{t+1} = \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1}$.

Así, tal y como vimos en el tercer capítulo, la "otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de los próximos periodos la calculamos mediante la adaptación a nuestro estudio de la expresión (45):

$$v_{2j,t} = bv_{j,t}^{t+1} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t} \qquad (60)$$

donde:

bv_t^{t+1}: predicción del patrimonio contable de la empresa j para el próximo periodo, realizada sobre la base de la relación del excedente limpio, la predicción del resultado por parte de los analistas, y las expectativas de pago de dividendos para el próximo periodo, es decir, a partir de la expresión (44): $E_t\left[bv_{j,t+1}\right] = bv_{j,t}^{t+1} = bv_{j,t} + f_{j,t}^{t+1} - \left(1+g_t\right)d_{j,t}$

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el año t

$\omega_{20,t}$: al no estimar ninguna ecuación no se incluye este intercepto, $\omega_{20,t}=0$.

$\omega_{22,t}$: media del crecimiento del PIB español en el periodo [1986, t]

t = 1992-1999

Queda otra cuestión por resolver, pues necesitamos las expectativas de pago de dividendos en el próximo ($\left(1+g_t\right)d_t$). El problema que nos encontramos en la estimación del crecimiento en el pago de dividendos es análogo al que explicamos anteriormente con el crecimiento del patrimonio contable. Por ello, el procedimiento que seguimos para obtener un valor de estas expectativas es el considerar que las empresas que no han pagado dividendos en el periodo t, tampoco van a pagar dividendos en el momento t+1, esto es, $E_t\left[d_{t+1}\right] = 0$. Por otro lado, para las empresas que sí han pagado dividendos en el periodo t, tomamos un crecimiento esperado en los mismos igual a la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todas los casos

de la muestra que pagan dividendos. Esta mediana se calculará con todos los datos disponibles hasta el momento t. Así, $(1+g_t) = mediana\left(\frac{d_t}{d_{t-1}}\right)$.

Como se ha indicado en el capítulo tercero, hasta donde llega nuestro conocimiento la literatura empírica no ha tenido en cuenta hasta el momento la "otra información" útil para determinar el crecimiento futuro del patrimonio contable, y por tanto no ha tenido en cuenta todas las implicaciones del modelo de Feltham y Ohlson [1995]. A su vez, consideramos que su inclusión en la metodología aquí aplicada es imprescindible para la predicción del patrimonio contable: en un primer paso, el patrimonio contable debería crecer de manera sistemática a una tasa igual al crecimiento a largo plazo de la economía española; en un segundo paso, la segunda variable de la "otra información" nos permite ajustar el crecimiento concreto de cada empresa según la información existente sobre ella.

Una vez calculada la variable "otra información" útil para predecir el patrimonio contable del próximo periodo, podemos estimar su parámetro de persistencia en cada año del periodo 1993 a 1999 a través de las regresiones de la siguiente ecuación, basada en la cuarta ecuación del LIM (55):

$$\frac{v_{2j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{20}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_2\frac{v_{2j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{4j,t} \qquad (61)$$

donde:

$v_{2j,t}$: "otra información" relevante para predecir el patrimonio contable del próximo periodo para la empresa j, calculada a través de la expresión (60) desde el año 1992.

γ_2: factor de persistencia de esta segunda variable que representa la "otra información".

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t.

La estimación de esta ecuación nos permitirá contrastar la siguiente hipótesis alternativa:

H8: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

4.1.3.3. Predicción de los resultados anormales mediante los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

A) Predicciones a corto plazo

Un paso más en el contraste de la validez del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson, nos lleva a evaluar si, efectivamente, los distintos modelos basados en los trabajos de estos autores predicen de manera adecuada los resultados anormales futuros.

La comparación de modelos se ha llevado a cabo en la literatura previa de acuerdo a las recomendaciones de la estadística; esto es, comparando medidas como el error medio de predicción, el error absoluto y el error cuadrático medio. Como ejemplos recientes, podemos mencionar los trabajos de Dechow, Hutton y Sloan [1999], Reverte [2000], y Darrat y Zhong [2000].

Por ello, en primer lugar, desde 1993 a 1998 calculamos la predicción del resultado anormal para el siguiente periodo de cada uno de los diez modelos descritos en el capítulo tercero. Es decir, calculamos la $E_t\left[x_{t+1}^a\right]$, tomando τ=1 en las expresiones de las funciones de expectativas obtenidas en dicho capítulo. Esta predicción realizada por cada modelo la comparamos con el resultado anormal realmente observado en los años 1994 a 1999, con el propósito de analizar su sesgo y precisión.

Los modelos considerados en el mencionado tercer capítulo de esta tesis representan tanto casos particulares de Feltham-Ohlson en los que los valores de los parámetros toman sus valores extremos, como casos en los que se consideran valores intermedios de estos parámetros. En este último supuesto, para poder hallar la predicción del resultado anormal necesitamos dar un valor a los parámetros $\omega_{11}, \omega_{12}, \omega_{22}, \gamma_1, \gamma_2$, y a los interceptos $\omega_{10,}\omega_{20}, \gamma_{10}, \gamma_{20}$.

Los modelos 1, 2, 4, 5 y 6 no necesitan ninguna estimación para la predicción de resultados, puesto que los parámetros ω_{11}, γ_1 toman sus valores extremos. Para los modelos 3 y 7, basados en Ohlson [1995], ω_{10} y ω_{11} serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51), mientras que γ_{10} y γ_1 serán los coeficientes estimados en la regresión (53).

En los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], ω_{10}, ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22}, γ_{10} y γ_1, y γ_{20} y γ_2 serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente. En el apéndice XX puede verse un resumen de las expresiones utilizadas para cada modelo utilizado en esta tesis.

Tras calcular las predicciones a un año para cada empresa y año, con el fin de calcular los estadísticos que indican el sesgo y la precisión de las predicciones realizadas con cada uno de los modelos, hemos considerado utilizar alguna de las siguientes medidas:

- Como medida del sesgo se utiliza el error porcentual medio de predicción, calculado a partir de la siguiente expresión:

$$MPE = \frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1998}\sum_{j=1}^{n_t}\frac{E_t\left[x_{t+1,j}^{a}\right]-x_{t+1,j}^{a}}{bv_{t+1,j}}$$

Y siguiendo a Green [2000, p. 310], como medidas de la precisión o exactitud de la predicción se pueden utilizan las siguientes:

- Error porcentual absoluto medio

$$MAPE = \frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1998}\sum_{j=1}^{n_t}\left|\frac{E_t\left[x_{t+1,j}^{a}\right]-x_{t+1,j}^{a}}{bv_{t+1,j}}\right|$$

- Raíz del error cuadrático medio:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1998}\sum_{j=1}^{n_t}\left(E_t\left[x_{j,t+1}^{a}\right]-x_{j,t+1}^{a}\right)^2}$$

- U de Theil:

$$\text{Theil's U} = \frac{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1998}\sum_{j=1}^{n_t}\left(E_t\left[x_{t+1,j}^{a}\right]-x_{t+1,j}^{a}\right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1998}\sum_{j=1}^{n_t}\left(bv_{t+1,j}\right)^2}}$$

donde:

n_t: número de errores de predicción calculados en cada uno de los años t, dentro del periodo 1993-1998. Puesto que la muestra definitiva está compuesta por 121 empresas, este es el número máximo de casos por año.

$N = \sum_{t=1993}^{1998} n_t$: número de errores de predicción totales calculados en el periodo 1993-1998.

$E_t\left[x_{j,t+1}^{a}\right]$: predicción del resultado anormal de la empresa j para el próximo periodo a partir de los modelos de Feltham-Ohlson. Estas predicciones se realizan en cada año del periodo 1993-1998.

$x_{j,t+1}^{a}$: resultado anormal real de la empresa j observado en el periodo siguiente al momento de realizar la predicción, esto es, 1994-1999.

$bv_{t+1,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t+1.

El uso de los errores en términos porcentuales en las distintas medidas de los errores de predicción evita los problemas derivados de la distinta escala de los datos de corte transversal. La elección del patrimonio contable como variable en el denominador de las expresiones en lugar del propio resultado anormal se debe a que numerosas empresas presentan resultados anormales negativos o próximos a cero. Mientras que en el primer caso, el signo negativo cambiaría el significado del error de predicción por el cambio de signo del error, los resultados anormales cercanos a cero provocan valores elevados del error de predicción en términos relativos. Por ello, en nuestra opinión la variable idónea a utilizar para considerar los errores en términos relativos en lugar de absolutos vuelve a ser el patrimonio contable, que es el deflactor utilizado en las regresiones del LIM y que presenta un valor positivo para todas las empresas de la muestra.

La medida del error porcentual medio (MPE) nos dice si, en promedio, las predicciones de las diferentes medidas son insesgadas, esto es, si los errores son aproximadamente cero. Sin embargo no es una medida correcta para verificar la precisión de las predicciones, ya que aunque se obtenga un valor cercano a cero, puede deberse a errores de predicciones muy grandes negativos y positivos que, en promedio, se compensan.

Por ello, las medidas indicativas de la precisión son el error porcentual absoluto medio y el error cuadrático medio. La diferencia entre ambas radica en que el error cuadrático medio penaliza los errores de predicción grandes, ya que dichos errores están elevados al cuadrado. Sin embargo, el hecho de utilizar errores porcentuales en el error absoluto medio permite que el estadístico sea invariante con la escala de la variable utilizada. De esta forma, se le da la misma importancia a los errores de las empresas con resultados anormales grandes y pequeños. Por último, otra medida de la exactitud de las predicciones es el estadístico de la U de Theil, que también mitiga los posibles problemas de la escala al considerar en el denominador una magnitud representativa del tamaño de la variable a evaluar. No obstante, este estadístico también da mayor importancia a los errores de las empresas grandes, por lo que optamos por las dos primeras medidas, el Error Medio de Predicción (MPE) y el Error Medio Absoluto de Predicción (MAPE). Debemos señalar que valores altos de estos estadísticos indican predicciones malas, mientras que valores cercanos a cero representan buenas predicciones.

La tabla 4.3 indica cómo se calcula la predicción del resultado anormal para el próximo periodo según los diferentes modelos considerados en el capítulo tercero de la tesis. Los modelos 1 y 2 se basan en Ohlson [1995] y consideran los dos casos extremos en los que los resultados anormales son transitorios o persisten de manera indefinida, respectivamente, mientras que el modelo 3 representa el caso intermedio de estos dos extremos. Los modelos 4 a 7 tienen en cuenta la "otra información" basada en la predicción de resultados de los analistas, por lo que, como ya se demostró en el capítulo tercero, el resultado anormal esperado para el próximo periodo siempre estará basado en dicha predicción, independientemente de que se espere mayor o menor persistencia de los resultados anormales y de la "otra información" más allá del próximo periodo. Por último los modelos 8, 9 y 10 incorporan el conservadurismo contable de Feltham y Ohlson [1995] y tienen en cuenta ninguna, una o las dos variables de la "otra información", respectivamente. Mientras el primero de éstos representa el caso intermedio entre los casos de resultados anormales permanentes y transitorios, los dos últimos tienen en cuenta la "otra información", por lo que el valor esperado del resultado anormal para el próximo periodo no será otro que el basado en las predicciones de los analistas.

Tabla 4.3. Predicción del resultado anormal a un año basada en cada unos de los modelos considerados en la presente tesis.

$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$**:** Predicción del resultado anormal del próximo periodo para la empresa j, calculada mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis y que aparecen resumidas en el apéndice XX; $x^a_{t,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1,t); $f^{a,t+1}_{t,j}$: Predicción del resultado anormal de la empresa j para el periodo (t, t+1) basada en las predicciones de resultados de los analistas en el momento t; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $\hat{\omega}_{10,t}$, $\hat{\omega}_{11,t}$ y $\hat{\omega}_{12,t}$: parámetros del LIM de los modelos Feltham-Ohlson, donde en los modelos basados en Ohlson [1995] toman un valor igual a los coeficientes estimados en la regresión (51) con información desde el año 1991 al año t, mientras que en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] toman los valores de los coeficientes estimados en la regresión (56) con información desde el año 1991 al año t.

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	Característica fundamental	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$
1	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son transitorios.	0
2	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son permanentes.	$x^a_{t,j}$
3	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales revierten a una tasa	$\hat{\omega}_{10,t} + \hat{\omega}_{11,t} x^a_{t,j}$
4 a 7	Se considera la "otra información".	$f^{a,t+1}_{t,j}$

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Modelo	Característica fundamental	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$
8	Se ignoran las dos variables de la "otra información"	$\hat{\omega}_{10,t} + \hat{\omega}_{11,t} x^a_{t,j} + \hat{\omega}_{12,t} bv_{t,j}$
9	Se incorpora la primera de las variables de la "otra información", la que es útil para predecir el resultado anormal	$f^{a,t+1}_{t,j}$
10	Se incorporan las dos variables de la "otra información".	$f^{a,t+1}_{t,j}$

Los resultados esperados en este análisis deben corroborar la importancia de la "otra información", por lo que los modelos que basan las expectativas futuras en la predicción de los analistas deben presentar menores errores en cuanto a sesgo y exactitud de las predicciones. Si esto no fuera así, o bien habría aún alguna "otra información" que no ha sido incorporada por los analistas financieros en sus predicciones o bien la información la incorporan erróneamente en las predicciones, lo que mostraría la ineficiencia de éstos. Por

ello, modelos tan sencillos como el 1 y 2, o los basados únicamente en el contenido de la serie histórica de resultados anormales y patrimonio contable, modelos 3 y 8, no deben obtener mejores resultados que las predicciones realizadas por los analistas.

A su vez, también es de esperar que los resultados anormales no reviertan a cero de forma inmediata, tal y como propone el primero de los modelos. Así, en nuestra opinión éste debe ser el modelo que presente peores resultados en cuanto a la predicción de los resultados anormales, ya que si esto no fuera así, no sería necesario dedicar ningún esfuerzo en la predicción del resultado.

En definitiva, las principales hipótesis a verificar en este apartado en cuanto a la validez de los trabajos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] son las siguientes:

H9: Los modelos predicen el resultado anormal del próximo periodo de forma sesgada, es decir, la media y mediana de los errores de predicción son significativamente distintas de cero.

H10: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es una variable relevante en la predicción del resultado anormal futuro, pues los modelos que la consideran realizan predicciones a un año menos sesgadas y más exactas que el resto de modelos que no la tienen en cuenta.

B) Predicciones a largo plazo

Otra manera de analizar la bondad de los modelos anteriormente planteados consiste en comparar su habilidad predictiva con una perspectiva a más largo plazo. Para ello vamos a tener en cuenta dos tipos de análisis. En primer lugar, calculamos la precisión de los modelos mediante el cómputo del error porcentual absoluto medio (MAPE). Puesto que el primer año en el que podemos empezar a predecir es 1993, y el periodo muestral de resultados anormales observados finaliza en 1999, podremos calcular las predicciones del resultado anormal a 2, 3, 4, 5, y 6 años. Estas predicciones las comparamos con el resultado anormal realmente observado en los periodos 1995, 1996, 1997, 1998 y 1999, respectivamente. Así, en el periodo 1994 podremos calcular los errores de predicción hasta un máximo de 5 años, mientras que en 1997 sólo

podremos calcular los errores de predicción a 2 años. La fórmula empleada en estos cálculos es la siguiente:

$$MAPE(t+\tau) = \frac{1}{N}\sum_{t=1993}^{1999-\tau}\sum_{j=1}^{n_t}\left|\frac{E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right] - x^a_{t+\tau,j}}{bv_{t+\tau,j}}\right|$$

donde:

n_t: número de errores de predicción a τ años calculados en cada uno de los años t, dentro del periodo [1993, 1999-τ]. Puesto que la muestra definitiva está compuesta por 121 empresas, este es el número máximo de casos por año.

$N = \sum_{t=1993}^{1999-\tau} n_t$: número de errores de predicción totales calculados en el periodo [1993, 1999- τ].

$E_t\left[x^a_{j,t+\tau}\right]$: predicción del resultado anormal de la empresa j para dentro de τ años, realizada a partir de los modelos de Feltham-Ohlson. Estas predicciones se realizan en cada año del periodo [1993, 1999- τ].

$x^a_{j,t+\tau}$: resultado anormal real de la empresa j observado τ periodos después del momento de realizar la predicción, esto es, [1993+ τ , 1999].

$bv_{t+\tau,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t+ τ.

La tabla 4.4 muestra la función de expectativas de cada uno de los modelos que consideramos en el capítulo 3 de esta tesis, y que también aparecen resumidas en el apéndice XX. Estas funciones son las que utilizamos para obtener las predicciones del resultado anormal a τ años.

Podemos observar que las distintas funciones dependen de los parámetros del LIM. Recordemos que en el apartado anterior estimamos el valor de estos parámetros. Así, en los modelos basados en Ohlson [1995], modelos 1 a 7, ω_{10}, ω_{11}, γ_{10} y γ_1 tomarán sus valores extremos o serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51) y (53). En cuanto a los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], modelos a 8 a 10, ω_{10}, ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22}, γ_{10} y γ_1, y γ_{20} y γ_2 serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente.

Tabla 4.4. Funciones de expectativas del resultado anormal a τ años de los diferentes modelos

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$	Modelo	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$	Modelo	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$
1	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=0$	**2**	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=x^a_{t,j}$	**3**	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=\hat{\omega}_{10,t}\dfrac{1-\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}+\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}x^a_{t,j}$
4	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=$	**5**	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=f^{a,t+1}_{t,j}$	**6**	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=\tau f^{a,t+1}_{t,j}-(\tau-1)x^a_{t,j}$

Modelo 7:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]=\left(\frac{1-\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\frac{\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}-\hat{\gamma}^{\tau}_{1,t}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\omega}_{10,t}-\frac{\hat{\omega}_{11,t}\hat{\gamma}_{1,t}\left(\hat{\omega}^{\tau-1}_{11,t}-\hat{\gamma}^{\tau-1}_{1,t}\right)}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}x^a_{t,j}+\frac{\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}-\hat{\gamma}^{\tau}_{1,t}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}f^{a,t+1}_{t,j}+\left(\frac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}^{\tau}_{11,t}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\frac{\hat{\gamma}_{1,t}-\hat{\gamma}^{\tau}_{1,t}}{1-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\gamma}_{10,t}$$

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Mod.	$E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$
8	$\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}x^a_{t,j}+\hat{\omega}_{12,t}\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}bv_{t,j}+\dfrac{1-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}\hat{\omega}_{10,t}+\dfrac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{22,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}\right)\hat{\omega}_{20,t}$
9	$-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}\hat{\gamma}_{1,t}\left(\hat{\omega}_{11}{}^{\tau-1}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau-1}\right)}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}x^a_{t,j}+\hat{\omega}_{12,t}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)bv_{t,j}+\left(\dfrac{1-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\omega}_{10,t}+$ $+\dfrac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{22,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}\right)\hat{\omega}_{20,t}+\dfrac{1}{\hat{\omega}_{11,t}-\gamma_{1,t}}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\dfrac{\hat{\gamma}_{1,t}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\gamma}_{10,t}+\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}f^{a,t+1}_{t,j}$
10	$-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}\hat{\gamma}_{1,t}\left(\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau-1}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau-1}\right)}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}x^a_{t,j}+\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}f^{a,t+1}_{t,j}+h_{14}bv^{t+1}_{t,j}+\left(\hat{\omega}_{12,t}\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}-\hat{\omega}_{12,t}\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}-\hat{\omega}_{22,t}h_{14}\right)bv_{t,j}+$ $+\left(\dfrac{1-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\omega}_{10,t}+\left[\dfrac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t}}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{22,t}}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}\right)-h_{14}\right]\hat{\omega}_{20,t}+\dfrac{1}{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{1,t}}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\omega}_{11,t}}-\dfrac{\hat{\gamma}_{1,t}-\hat{\gamma}_{1,t}{}^{\tau}}{1-\hat{\gamma}_{1,t}}\right)\hat{\gamma}_{10,t}+$ $+\hat{\omega}_{12,t}\left(\dfrac{\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{22,t}{}^{\tau}}{(1-\hat{\omega}_{22,t})(\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\gamma}_{2,t})(\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t})}-\dfrac{\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\omega}_{11,t}{}^{\tau}}{(1-\hat{\omega}_{11,t})(\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{2,t})(\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\omega}_{11,t})}+\dfrac{(\hat{\gamma}_{2,t}-\hat{\gamma}_{2,t}{}^{\tau})}{(\hat{\omega}_{11,t}-\hat{\gamma}_{2,t})(\hat{\omega}_{22,t}-\hat{\gamma}_{2,t})(1-\hat{\gamma}_{2,t})}\right)\hat{\gamma}_{20,t}$ donde $h_{14}=\omega_{12}\left(\dfrac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)}+\dfrac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)}+\dfrac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)$

Los resultados que esperamos en este primer análisis los explicamos a continuación. Por un lado, los modelos de Feltham-Ohlson suponen que en el largo plazo los resultados anormales serán cero debido a que las fuerzas competitivas llevarán a que las empresas ganen exclusivamente el resultado considerado como normal. Si esto es así, los modelos que proponen un comportamiento transitorio de los resultados anormales, modelos 1 y 4, deben obtener mejores resultados que el resto de modelos conforme aumenta el

horizonte temporal. De forma contraria, si las empresas no son capaces de mantener de forma permanente sus resultados anormales, los modelos 2 y 6, que suponen una persistencia permanente del resultado anormal, debe obtener peores resultados que el resto de modelos conforme aumenta el horizonte de predicción. Por otro lado, si realmente es imprescindible incorporar la "otra información" en los modelos, éstos presentarán menores errores de predicción a lo largo del tiempo que otros modelos más sencillos que la ignoran. Por último, es de esperar que los modelos más completos, los basados en Feltham y Ohlson [1995] que incluyen el conservadurismo contable y hasta dos variables de la "otra información" presenten menores errores de predicción que los modelos basados en Ohlson [1995], que considera una contabilidad insesgada.

Así, las hipótesis alternativas a verificar son las siguientes:

H11: Los modelos que toman un valor $\omega_{11}=0$ presentan grandes errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen mejor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media. Sin embargo, los modelos que toman un valor $\omega_{11}=1$ presentan pequeños errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen peor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media.

H12: Los modelos que incluyen las variables de la "otra información" predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos que no la incluyen.

H13: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

Con el objetivo de obtener una mejor visión de la persistencia de los resultados anormales, podemos llevar a cabo un segundo análisis. En este sentido, formamos cuartiles en cada año del periodo 1993-1998 basándonos en la magnitud del resultado anormal de las empresas en términos relativos, esto es, del ROE anormal: $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}}$. La primera cartera está formada por las empresas con menor ROE anormal, mientras que la cuarta está formada por los ROEs anormales mayores.

A continuación, para cada una de las carteras se calcula la media del resultado anormal observado en los siguientes periodos como el promedio de los ROEs anormales de las empresas que componen la cartera. Dado que el periodo muestral acaba en 1999, para la cartera formado en 1993 podremos observar los resultados anormales hasta 1999, es decir, hasta un máximo de 6 años, mientras que para las carteras formadas en 1998 sólo podremos observar el resultado anormal del siguiente periodo.

Si, como suponen los modelos de Feltham-Ohlson, los resultados anormales revierten a la media en el tiempo, la ROE anormal de las carteras 1 y 4 deben revertir al ROE anormal promedio de todas las empresas de la muestra. Esto es, conforme aumentamos el horizonte temporal, la ROE anormal de la cartera 1 debe ir aumentando hasta el ROE anormal promedio de toda la muestra, mientras que el ROE anormal de la cartera 4 debe disminuir hacia ese mismo ROE anormal promedio. De esta forma, en el largo plazo, debe desaparecer el diferencial entre la ROE anormal de las carteras 1 y 4 que se observa en el momento de la formación de las mismas. El contraste a realizar en este sentido es el de igualdad de medias de las series de resultados anormales observados a τ años de las carteras 1 y 4. Si bien a corto plazo es de esperar que el ROE anormal medio de la cartera 4 sea superior al de la cartera 1, en el largo plazo no deberían encontrarse dicha superioridad. La hipótesis alternativa a estudiar es la siguiente:

H14: La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo $t+\tau$ de una cartera formada en el periodo t por las empresas con mayores ROEs anormales es igual a la de una cartera formada en el periodo t por las empresas con menores ROEs anormales.

Por último, con objeto de confirmar los resultados obtenidos en este apartado, comparamos la evolución real del ROE anormal a τ años de las carteras 1 y 4 con la evolución predicha por una persistencia temporal, permanente e intermedia de los resultados anormales. Así podremos analizar qué tipo de persistencia tienen las ROEs anormales futuras de estas dos carteras extremas.

4.1.4. Vínculo valorativo: Explicación de los precios de mercado

4.1.4.1. Diferencias entre los valores intrínsecos y los precios de mercado

El otro objetivo principal de la presente tesis es evaluar los modelos de Feltham-Ohlson en cuanto a su capacidad explicativa de los precios observados en el mercado. Para ello, se calculan los valores intrínsecos de cada empresa en cada año del periodo 1993-1999 a través de cada una de las funciones de valoración descritas en el capítulo tercero de la tesis, que recordemos utilizan exclusivamente la información públicamente disponible en ese momento. Estos valores calculados en cada uno de los cierres de estos años se compararán con los precios de mercado observados ese mismo día. La idea subyacente es que los precios existentes en el mercado son eficientes, por lo que los mejores modelos serán aquéllos que mejor ajusten los precios. Las expresiones concretas utilizadas para calcular los valores intrínsecos ser resumen en el apéndice XX.

Al igual que la función de expectativas, estos valores se obtienen tanto a partir de los valores extremos de los parámetros del LIM, como a partir de sus valores estimados en las regresiones que se hicieron con el objetivo de contrastar la estructura empírica del LIM. Por tanto, en los modelos basados en Ohlson [1995], ω_{10} y ω_{11} serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51), mientras que γ_{10} y γ_1 serán los coeficientes estimados en la regresión (53). Y en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], ω_{10}, ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22}, γ_{10} y γ_1, γ_{20} y γ_2 serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente. Como se indicó anteriormente, estos parámetros son distintos en cada uno de los años, y que incorporan toda la información desde 1991 hasta el cierre del año en que se calcula el valor de la empresa.

En un primer análisis, podemos obtener los estadísticos descriptivos del ratio $\frac{V}{P}$, de manera que podemos comprobar si, en promedio, los modelos infravaloran o sobrevaloran los precios existentes en el mercado. Los resultados esperados en este sentido es que los estadísticos de posición central de este ratio sean próximos a uno. En definitiva, la hipótesis a contrastar es:

H15: El ratio del valor intrínseco con respecto al precio observado no presenta en promedio un valor igual a uno para cada modelo considerado.

Sin embargo, un ratio cercano a uno en promedio, no garantiza que la correlación entre los precios y el valor sea alta, puesto que ratios muy altos y muy bajos pueden compensarse alcanzando en promedio un valor igual a uno. Por ello, podemos conseguir una segunda aproximación a través de la siguiente regresión en corte transversal[38]:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 + a_1 \frac{V_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + e_{j,t} \tag{62}$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el periodo t

$V_{j,t}$: valor intrínseco de las acciones de la empresa j en el periodo t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

El resultado esperado en este primer análisis es que el coeficiente a_1 sea significativo, mientras que la correlación entre precios y valor intrínseco, medida a través del coeficiente de determinación de la regresión, sea elevada.

Por último, para fijar la habilidad relativa de cada modelo respecto a los demás a la hora de explicar los precios de mercado se evaluará cada uno de los modelos de acuerdo a los estadísticos que vimos anteriormente, que miden el sesgo y precisión de los valores intrínsecos calculados:

- Error porcentual medio:

$$MPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1994}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}}$$

- Error porcentual absoluto medio:

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1994}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right|$$

[38] En esta regresión no deflactamos la constante debido a que pretendemos realizar una comparación de los R^2 ajustados de los modelos utilizados, y ello no es posible en regresiones sin interceptos.

donde:

$N = \sum_{t=1994}^{1999} n_t$: número de errores de valoración de los precios en el periodo 1993-1999

$V_{t,j}$: Valor intrínseco de la empresa j en cada cierre de los años 1993-1999, calculado a partir de los modelos de Feltham-Ohlson

$P_{j,t}$: Precio real en el mercado de la empresa j, observado en la fecha de cierre del ejercicio contable en el periodo 1993-1999

En definitiva, pretendemos ver las mejoras en las estimaciones del valor de los modelos que no toman valores extremos de los parámetros del LIM, que incluyen la "otra información" y que incluyen la posibilidad de que la contabilidad sea conservadora. Las hipótesis a contrastar son:

H16: El poder explicativo de los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] es mayor que el de los modelos utilizados en investigaciones previas que ignoran la "otra información" o toman valores extremos de sus parámetros.

H17: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado. La segunda de las variables de la "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, es relevante para explicar los precios de mercado.

H18: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson [1995], que no incluyen dicho parámetro.

H19: El resultado contable y la predicción de los analistas proporcionan información adicional al patrimonio contable a la hora de explicar los precios de mercado.

Esta última hipótesis tiene como objetivo el de comprobar la afirmación de Myers [1999] de que el patrimonio contable por sí solo es tan útil en la valoración de acciones como modelos más completos que tienen en cuenta otras variables adicionales.

4.1.4.2. Comparación de los coeficientes estimados en una regresión con los implícitos por los parámetros de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

Hasta este momento, no hemos utilizado datos de los precios de mercado más que para comparar los valores intrínsecos calculados, mientras que las variables contables y de los analistas eran relevantes en función del valor de los parámetros de persistencia, crecimiento y conservadurismo.

Sin embargo, podemos adoptar el enfoque contrario, y analizar la habilidad de las variables relevantes para explicar los precios observados en el mercado sin imponer las condiciones de los parámetros del LIM. De esta forma se trataría de comparar los coeficientes obtenidos en una regresión con datos históricos del precio de mercado sobre las variables contables relevantes, con los implícitos por los parámetros de las funciones de valoración de los modelos de Feltham-Ohlson. El objetivo es observar si ambos coeficientes, los del LIM y los utilizados por el mercado, coinciden. En caso contrario, podremos observar donde se producen las mayores divergencias entre los valores calculados por nuestros modelos y los valores dados por los inversores.

- Si ignoramos la variable "otra información"

En este caso, se estima la siguiente regresión con los datos históricos de precios, y patrimonio y resultado contable en el periodo 1993-1999:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + a_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + a_2 \frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + u_{j,t} \qquad (63)$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el período t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

x_t^a : resultado contable de la empresa j en el el periodo (t-1, t)

Una vez estimada, podemos evaluar los resultados de esta regresión comparando los coeficientes obtenidos en la misma, con los implícitos en los modelos de Feltham-Ohlson. En el caso del modelo de Ohlson [1995], a partir de la función de valoración [M3], que está ajustada por la inclusión de una constante, tomando v_{1t}=0, podemos calcular los coeficientes implícitos:

$$V_t = bv_t + \frac{(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})}\omega_{10} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})}x_t^a$$

De esta forma, los coeficientes de la regresión (63) deberían tener un valor cercano a los siguientes:

$$a_0 \approx \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})}; \quad a_1 \approx 1; \quad a_2 \approx \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} > 1$$

Sin embargo, si la contabilización de los activos siguen principios contables conservadores, a partir de la función de valoración del modelo 8 [M8], basada en Feltham y Ohlson [1995], pero ajustada por la inclusión de constantes en las regresiones, tenemos:

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}bv_t + \\ + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})}\omega_{10} + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}\omega_{20}$$

Por tanto, en este modelo los coeficientes de la regresión (63) deberían tener un valor cercano a los siguientes:

$$a_0 \approx \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{(1+r)\omega_{12}\omega_{20}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})};$$

$$a_1 \approx 1 + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} > 1; \text{ y } \quad a_2 \approx \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} > 1$$

Si todos los parámetros están dentro de los límites supuestos por el LIM a_1 y a_2 alcanzarán valores superiores a uno.

- Considerando la variable "otra información", v_{1t}, basada en la predicción de resultados por parte de los analistas financieros.

En este caso se trataría de estimar la siguiente ecuación:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = b_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + b_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + b_2 \frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + b_3 \frac{f^{a,t+1}_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + u_{j,t} \qquad (64)$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el período t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

x_t^a : resultado contable de la empresa j en el periodo (t-1, t)

$f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal basada en la predicción por parte de los analistas del resultado para al periodo (t, t+1)

En este caso la comparación la debemos de realizar con los respectivos modelos que incorporan la "otra información" basada en los analistas. Así, si estamos ante una contabilidad insesgada, en el modelo 7 [M7] del apartado primero de este capítulo vimos que:

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

De esta forma, debería cumplirse aproximadamente:

$$b_0 \approx \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)};$$

$$b_1 \approx 1; \quad b_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0; y \qquad b_3 \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0$$

Si se cumplen las previsiones en los valores de los parámetros, b_2 debe presentar un valor negativo, mientras que b_3 uno positivo.

Mientras que si consideramos la posible existencia de activos operativos valoradas bajo principios contables conservadores, si sólo consideramos la variable "otra información" útil para predecir los resultados anormales, obtuvimos la expresión del modelo 9 [M9]:

$$V_t = bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} bv_t +$$
$$+ \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} + \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \omega_{10} +$$
$$+ \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \omega_{20} + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \gamma_{10}$$

Por lo que los coeficientes deberían ser aproximadamente:

$$b_0 \approx \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\omega_{12}\omega_{20}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)};$$
$$b_1 \approx 1 + \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} > 1; \qquad b_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0;$$
$$b_3 \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0$$

De nuevo, si los parámetros del LIM están dentro de los intervalos previstos, b_1 será mayor que uno, b_2 será negativo y b_3 positivo.

- Considerando las dos variables de la "otra información", v_{1t} y v_{2t}, basadas en la predicción de resultados por parte de los analistas, y en la predicción del patrimonio contable mediante la relación del excedente limpio.

En esta ocasión se trataría de realizar la siguiente regresión:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = c_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + c_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + c_2 \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} + c_3 \frac{f_{j,t}^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4 \frac{bv_{j,t}^{t+1}}{bv_{j,t-1}} \qquad (65)$$

Y proceder a comparar los coeficientes c_i con los que se obtienen en la función de valoración del modelo 10 [M10], que haciendo abstracción de los interceptos son:

$$c_1 \approx 1 + \frac{(1+r)\,\omega_{12}\left[(\omega_{22}-\gamma_1)-\gamma_1(1+r-\gamma_2)\right]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)(1+r-\gamma_2)} < 1;\ c_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0$$

$$c_3 \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0; \qquad c_4 \approx \frac{(1+r)\,\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} > 0$$

En esta ocasión, c_1 debe tener un valor inferior a uno, c_2 será negativo, y c_3 y c_4 serán positivos si todos los parámetros del LIM están situados en los intervalos supuestos.

En definitiva, la hipótesis a contrastar es:

H20: Los coeficientes implícitos en los LIMs de los modelos de Feltham-Ohlson coinciden con los obtenidos en regresiones que utilizan los precios de mercado observados.

4.1.5. Vínculo valorativo: Predicción de la rentabilidad de mercado futura

En la literatura previa hemos visto que los modelos de Feltham-Ohlson no consiguen explicar los precios de mercado sin cometer errores en la valoración de las distintas acciones de las empresas. En esta última parte de la tesis procedemos a evaluar la eficiencia del mercado, en el sentido de ver si los valores estimados por los distintos modelos son capaces de predecir el comportamiento futuro de los precios de mercado. Este análisis está motivado en el análisis fundamental, que nos indica que los precios de mercado de las acciones de una empresa deben tender en el tiempo a sus valores intrínsecos calculados con la información disponible. Es decir, es posible que los precios de mercado, de manera temporal, no reflejen toda la información disponible. Sin embargo, finalmente, los precios se igualarán a sus valores intrínsecos.

Con este propósito, cada año del periodo 1993-1999, formamos 4 carteras equiponderadas en función del ratio valor intrínseco-precio de mercado (V/P), según los valores intrínsecos obtenidos en cada uno de los modelos utilizados en esta tesis. La primera cartera representa a las acciones altamente sobrevaloradas por el mercado, esto es, con ratios V/P bajos; mientras que la última cartera estará formada por las acciones más infravaloradas, esto es, con

valores altos de V/P. Dentro de lo posible, las cuatro carteras estarán formadas por el mismo número de títulos[39].

Si los precios revierten hacia los valores intrínsecos, entonces los precios de las acciones con valor alto (bajo) del ratio V/P experimentarán subidas (descensos) de sus precios en el mercado bursátil. De esta manera, comprando las acciones que esperamos que vayan a experimentar subidas en sus precios (cartera 4) y vendiendo aquellas que esperamos descensos en sus precios (cartera 1), obtendríamos rentabilidades superiores a las normales. Es decir, las rentabilidades obtenidas por las últimas carteras deberían de ser superiores a las de las primeras carteras.

Por tanto, la hipótesis alternativa a contrastar será:

H21: Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones infravaloradas y vendiendo las sobrevaloradas.

Para corroborar esta hipótesis realizamos dos tipos de análisis, uno en sección cruzada y otro en serie temporal. A continuación nos referimos a ellos.

4.1.5.1. Contrastes de sección cruzada: rentabilidades acumuladas

Generalmente, los trabajos que analizan el comportamiento de las rentabilidades en el tiempo emplean rentabilidades anormales referidas a una unidad de tiempo igual a la del periodo de análisis. Esto requiere calcular la rentabilidad acumulada por un título en un horizonte temporal superior a la unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (en nuestro caso disponemos de rentabilidades mensuales). Esta operación se llevará a cabo componiendo durante el periodo de análisis las rentabilidades del título:

$$Racum_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) \qquad (66)$$

[39] Con objeto de comprobar que los resultados permanecen inalterados al número de carteras elegido, repetimos el análisis de rentabilidades formando quintiles en lugar de cuartiles.

donde:

$Racum_{i,\tau}$: Rentabilidad acumulada del activo i a lo largo de τ meses

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

La gran ventaja de este procedimiento es que mide la rentabilidad que obtendría un inversor que compra el activo i al inicio del periodo de análisis y lo mantiene hasta la finalización del mismo. Una vez calculada la rentabilidad acumulada para cada uno de los títulos que integran la muestra, se procederá a contrastar en sección cruzada si, sobre la base de la estrategia de inversión descrita anteriormente, se pueden obtener rentabilidades significativamente distintas de cero. Para ello, se calcula la rentabilidad acumulada media para cada una de las 4 carteras formadas en función del ratio V/P como la media simple de las rentabilidades acumuladas de cada uno de los títulos integrantes:

$$ARacum_{p,\tau} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} Racum_{j,\tau}}{N_p} \qquad (67)$$

donde además de las variables ya definidas, N_p es el número de títulos que integran la cartera p; y $ARacum_{p,\tau}$ es la rentabilidad acumulada media de la cartera p durante los τ meses que integran el periodo de estudio, calculada conforme a la expresión (66).

Los periodos de tiempo que hemos elegido para acumular las rentabilidades son de 6, 12, 18, 24 y 36 meses. De esta forma podremos ver el comportamiento de la estrategia de inversión tanto a corto como a largo plazo. Dado que el periodo considerado es 1993-1999 la estrategia se realiza anualmente hasta en 7 ocasiones. Los resultados los basamos en los valores medios de los hasta 7 ARacum calculados, y en los p-valores de los estadísticos t basados en los errores estándar de estos 7 ARacum calculados. Para horizontes de acumulación superiores a 12 meses los estadísticos t se ajustan por autocorrelación debido al solapamiento temporal que se producen entre las distintas estrategias anuales.

Como dijimos en el capítulo segundo, una de las principales debilidades de los estudios previos que han estudiado la estrategia V/P ha sido la de emplear rentabilidades realizadas, sin analizar si las diferencias encontradas entre las

carteras formadas pueden deberse al diferente riesgo asociado a las mismas. Es decir, las rentabilidades realizadas pueden ser positivas y distintas entre las carteras, sin embargo si el mercado es eficiente las rentabilidades anormales no pueden ser sistemáticamente distintas de cero para todas ellas.

En esta tesis pretendemos solventar esta debilidad, ajustando las rentabilidades en función del diferente riesgo de cada acción. Para ello se requiere asumir alguna hipótesis sobre qué se consideran rentabilidades normales o esperadas. En la literatura financiera existen multitud de planteamientos al respecto. En este trabajo, ante la posible incidencia del ratio V/P sobre el nivel de riesgo de los títulos, se ha optado por la utilización de la rentabilidad requerida por los accionistas de acuerdo con el nivel de riesgo de cada empresa como rentabilidad normal. Para la estimación del riesgo sistemático seguimos las recomendaciones de Bartholdy y Peare [2001], que indican que la estimación más eficiente la proporciona la utilización de 60 meses de rentabilidades mensuales. Por ello, se estima el riesgo sistemático (beta) a través de la siguiente regresión para cada activo i y mes t del periodo 1994-2000 con datos de los 60 meses previos a cada mes t:

$$R_{is} - rf_s = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \cdot (Rmdo_s - rf_s) + u_{is}$$

donde:

s = [t-60, t-1]

t = Enero 1994 - Diciembre 2000

R_{is} : Rentabilidad mensual para el activo i en el mes s.

rf_s : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes s.

$Rmdo_s$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes s.

β_{it} : Beta de mercado o riesgo sistemático del activo i en el mes t.

u_{is} : Residuo aleatorio para el activo i en el mes s.

Esto supone realizar 84 regresiones mensuales (7 años x 12 meses) para cada uno de los títulos de la muestra, de manera que tendremos calculada la beta de cada activo desde enero de 1994 hasta diciembre de 2000. Así, la rentabilidad normal de la acción i en el mes t puede calcularse como:

$$E\left[R_{i,t}\right] = Rf_t + \hat{\beta}_{i,t}\left(Rmdo_t - Rf_t\right) \tag{68}$$

donde además de las variables ya definidas, $E\left[R_{i,t}\right]$ es la rentabilidad normal del activo i en el mes t.

Una vez disponemos de las rentabilidades mensuales consideradas como normales para cada activo, el cálculo de la rentabilidad anormal acumulada se llevará a cabo componiendo durante el periodo de análisis las rentabilidades del título y aquellas consideradas como normal para ese mismo título:

$$ACoR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}(1+R_{i,t}) - \prod_{t=1}^{\tau}\left(1+E\left[R_{i,t}\right]\right) \tag{69}$$

donde:

$ACoR_{i,\tau}$: Rentabilidad anormal compuesta del activo i a lo largo de τ meses

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

$E\left[R_{i,t}\right]$: Rentabilidad normal o esperada para el activo i en el mes t

Tras este cálculo de la rentabilidad anormal acumulada para todos los títulos que integran la muestra, se procederá a repetir el contraste en sección cruzada para comprobar si en función de la estrategia de inversión basada en el ratio V/P se pueden obtener rentabilidades anormales significativamente distintas de cero. Para ello, se calcula la rentabilidad anormal acumulada media para cada una de las 4 carteras como la media simple de las rentabilidades anormales acumuladas de cada uno de los títulos integrantes:

$$AACoR_{p,\tau} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} ACoR_{j,\tau}}{N_p} \tag{70}$$

donde, $ACoR_{j,\tau}$ es la rentabilidad anormal acumulada por el activo j a lo largo de τ meses calculada mediante la expresión (69), N_p es el número de títulos que integran la cartera p, y $AACoR_{p,\tau}$ es la rentabilidad anormal acumulada media de la cartera p durante los τ meses que integran el periodo de estudio.

Los periodos de tiempo que hemos elegido para acumular las rentabilidades serán igualmente de 6, 12, 18, 24 y 36 meses. Como ya hemos explicado la estrategia de inversión se realiza anualmente hasta en 7 ocasiones, desde los cierres del año 1993 a los de 1999. Los resultados los basamos en los valores medios de los hasta 7 AACoR calculados, y en los p-valores de los estadísticos t basados en los errores estándar de estos mismos AACoR. Los estadísticos se ajustan por autocorrelación para horizontes de acumulación superiores a 12 meses.

4.1.5.2. Contrastes de serie temporal: carteras de calendario

El principal inconveniente del contraste de sección cruzada antes expuesto es el reducido número de veces (7 en cada año del periodo 1993-1999) que ejecutamos la estrategia de comprar acciones con ratio V/P alto y vender las acciones con ratio V/P bajo.

Como alternativa al análisis en sección cruzada, se plantea el análisis con rentabilidades en la misma unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (mensuales). En este caso se plantea el procedimiento de construir carteras de calendario mensuales. Es decir, cada mes se calcula la rentabilidad mensual de cada cartera como la media de las rentabilidades de cada uno de los títulos integrantes. Este procedimiento se repetirá para cada uno de los meses del periodo de análisis de forma que para cada cartera tendremos una serie temporal de rentabilidades con τ observaciones, siendo τ el número de meses del periodo de estudio.

Puesto que el ratio V/P cambia anualmente hemos optado por tomar un número de meses igual a 12. Así, en el cierre de 1993 calculamos los ratios V/P, y en cada uno de los 12 meses siguientes calculamos la rentabilidad mensual de cada cartera. Al final de este mes 12 tendremos calculado los nuevos ratios V/P, realizamos de nuevo la estrategia y obtendremos la rentabilidad mensual de cada cartera en cada uno de los siguientes 12 meses. Este procedimiento lo repetimos hasta el cierre de 1999, donde calculamos los últimos ratios V/P y obtenemos las rentabilidades mensuales de cada cartera en el año 2000. Actuando de esta forma, tendremos una serie temporal continua de 84 rentabilidades mensuales para cada cartera (7 años x 12 meses). Estas rentabilidades serán las obtenidas en la estrategia de invertir en cada cartera según el último ratio V/P calculado.

La rentabilidad mensual de una cartera p en un mes t, será la media de las rentabilidades de sus títulos integrantes:

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} R_{j,t}}{N_p}$$

donde $R_{j,t}$ es la rentabilidad realizada del activo j en el mes t, t es el mes de calendario correspondiente, p índica el número de la cartera y N_p es el número de títulos que componen la cartera p.

En función de estas rentabilidades, el objetivo será contrastar si el mercado recoge eficientemente la información contenida en los valores intrínsecos calculados, o si por el contrario, el mercado no es eficiente a la hora de incorporar dicha información a los precios y, por tanto, es posible obtener rentabilidades anormales significativamente distintas de cero. El contraste que se plantea se fundamenta en estimaciones basadas en el *Capital Assets Pricing Model* (CAPM), que nos permitirán contrastar si existen rentabilidades anormales ajustadas por riesgo (*alfas de Jensen*) significativamente distintas de cero y si existen posibles diferencias de riesgo entre carteras.

Así, una vez obtenida la serie temporal de 84 rentabilidades realizadas mensuales de cada cartera, obtenemos la rentabilidad anormal ajustada por riesgo y dicho riesgo mediante la estimación del alfa de Jensen y de la beta del siguiente modelo para cada cartera y para cada ratio V/P:

$$\left(R_{pt} - rf_t\right) = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \qquad (71)$$

donde:

R_{pt}: Rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t.
rf_t: Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t.
α_p: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para la cartera p.
$Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t.
β_p : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p.
$u_{p,t}$: Residuo aleatorio para la cartera p en el mes t.

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales se aplica un contraste de significatividad individual del coeficiente alfa estimado en el modelo (71). Adicionalmente, se construye una cartera de arbitraje que consiste en comprar la cartera 4, formada por las empresas con mayor ratio V/P, y vender en descubierto la cartera 1, formada por las empresas con menor ratio V/P. Para analizar esta cartera de arbitraje se estima el siguiente modelo:

$$\left(R_{4t} - R_{1t}\right) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At} \qquad (72)$$

donde, además de las variables antes definidas:

R_{1t}: Rentabilidad mensual para la cartera 1 en el mes t.

R_{4t} : Rentabilidad mensual para la cartera 4 en el mes t.

α_A : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje.

β_A : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje.

u_{At} : Residuo aleatorio para la cartera de arbitraje en el mes t.

En definitiva, esta regresión no es más que la diferencia entre la ecuación (71) aplicada a la última cartera (acciones infravaloradas) y el mismo modelo aplicado a la primera cartera (acciones sobrevaloradas). De esta forma se puede ver si las rentabilidades de la última cartera son significativamente superiores una vez tenidas en cuenta las diferencias de riesgo que puedan existir. En el modelo (72), el coeficiente α_A mide el exceso de rentabilidad ajustada por riesgo de la cartera de ratio V/P alto frente a la de ratio V/P bajo; $\alpha_A = \alpha_4 - \alpha_1$. Un coeficiente positivo y significativo indicaría un exceso de rentabilidad de los primeros frente a los segundos, cuestionando la eficiencia del mercado bajo el supuesto de la validez del CAPM. El coeficiente β_A mide las diferencias de riesgo entre ambas carteras; $\beta_A = \beta_4 - \beta_1$. Contrastando la significatividad de este coeficiente, se puede ver si existen diferencias significativas en el riesgo sistemático de las carteras de ratio V/P alto y bajo.

4.1.6. Análisis de sensibilidad al deflactor

Como hemos indicado al comienzo de este apartado, hemos deflactado las variables contables mediante la utilización del patrimonio contable, lo que da lugar a la estimación de las ecuaciones de la forma:

$$\frac{x^a_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \omega_{10}\frac{1}{bv_{j,t}} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10}\frac{1}{bv_{j,t}} + \gamma_1\frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Para estar seguros de que el deflactor utilizado no está influyendo en los resultados obtenidos, volvemos a realizar todo el estudio utilizando el activo total como deflactor.

A su vez, los trabajos de Dechow, Hutton y Sloan [1999] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001] hallan los parámetros del LIM mediante regresiones en las que el intercepto no se deflacta, del tipo:

$$\frac{x^a_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10} + \gamma_1\frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Ya hemos indicado las dos principales debilidades de esta regresión: el deflactor entraría en el LIM cambiando su significado económico, y no podríamos contrastar el modelo de Feltham y Ohlson [1995] porque se confunde el efecto conservadurismo con el efecto escala. No obstante, podemos cambiar el deflactor, utilizando el activo total, y podemos hacer abstracción de la entrada del activo total en el LIM mediante el procedimiento seguido por Dechow, Hutton y Sloan [1999]:

1) Estimar los parámetros del LIM mediante expresiones como la anterior, por ejemplo en el caso del modelo de Ohlson [1995]:

$$\frac{x^a_{j,t+1}}{actv_{j,t}} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t}}{actv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{actv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{actv_{j,t}} = \gamma_{10} + \gamma_1\frac{v_{j,t}}{actv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

2) Una vez estimados los parámetros, volver al LIM inicial y predecir los resultados anormales y valores de la empresa a través de las expresiones que vimos en el capítulo tercero de la tesis. Es decir, volver al LIM sin deflactar:

$$x^a_{j,t+1} = \omega_{11}x^a_{j,t} + v_{j,t} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$v_{j,t+1} = \gamma_1 v_{j,t} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Como ya indicamos en el capítulo segundo en la revisión del trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999], Myers [1999] considera que este procedimiento es inconsistente, al estimar un LIM que luego es cambiado por el original. Sin embargo, la idea subyacente en este procedimiento es intuitiva: estimamos los parámetros de la mejor forma posible, lo que obliga a deflactar;

pero una vez estimados volvemos a la relación original para la predicción de los resultados anormales futuros puesto que esta relación es la que inicialmente se estableció.

Así pues, volvemos a obtener todos los resultados mediante este procedimiento. Podremos confirmar que nuestros resultados están libres del efecto escala si llegamos a las mismas conclusiones utilizando dos deflactores distintos (patrimonio contable y activo total) y dos métodos distintos (deflactando o no el intercepto).

4.2. Variables utilizadas en el estudio empírico

Antes de pasar a detallar el proceso de selección de la muestra, pensamos que debe quedar claro qué variables son necesarias para llevar a cabo el estudio empírico. Según su procedencia, debemos distinguir entre variables procedentes de los estados financieros, de los analistas financieros y del mercado de capitales. Sin embargo, antes queremos referirnos a una variable fundamental en los modelos de Feltham-Ohlson, el resultado anormal. Se trata de una variable que requiere una gran cantidad de información, y en cuyo cálculo intervienen tanto datos contables como financieros.

4.2.1. El resultado anormal: el coste de capital

Para la aplicación empírica de los modelos de Feltham-Ohlson es necesario calcular el resultado anormal de cada empresa en cada período, que se define como la diferencia entre el resultado contable y el coste de los recursos invertidos o resultado normal:

$$x_{j,t}^{a} = x_{j,t} - r_j \cdot bv_{j,t-1} \tag{73}$$

donde:

$x_{j,t}^{a}$ =resultado anormal de la empresa j en el año t

$x_{j,t}$ =resultado contable de la empresa j en el año t

r_j =coste de capital de la empresa j

$bv_{j,t-1}$ =valor contable o patrimonio de la empresa j al principio del año t

Así, para cada año del período 1991-1999 calculamos el resultado anormal de acuerdo a esta expresión (73), obteniendo series de hasta 9 años de resultados anormales para cada una de las empresas que forman parte de la muestra. Para hacer este cálculo hemos de estimar el coste de capital para cada empresa en cada período. La literatura previa que se ha centrado en los modelos Feltham-Ohlson ha utilizado estimaciones del coste de capital muy diversas. A continuación vamos a exponer de forma breve los distintos enfoques que se pueden adoptar para esta estimación destacando sus principales ventajas y limitaciones. En síntesis, se trata de escoger entre un coste de capital libre de riesgo o con riesgo, y en este segundo caso, común a todas las empresas o diferenciado.

La primera alternativa sería utilizar un coste de capital igual a la rentabilidad del activo libre de riesgo, tal y como se presenta en los modelos teóricos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]. Sin embargo, esta elección del coste de capital implica neutralidad al riesgo, un supuesto simplificador en los desarrollos teóricos de estos modelos, que no es representativo de la realidad, ya que no permite reflejar ninguna compensación por el riesgo inherente a las acciones de las empresas.

Una segunda posibilidad es la empleada por Dechow, Hutton y Sloan [1999, p. 14]. Estos autores utilizan un coste de capital constante del 12% debido a que ésta ha sido la ROE media histórica para las acciones en Estados Unidos. Como ventaja de esta alternativa destaca su simplicidad; sin embargo no tiene en cuenta ni el diferente riesgo de cada empresa, ni el componente variable en el tiempo del coste de capital, debido a variaciones en los tipos de interés, algo que en España ha sucedido con especial relevancia a lo largo de la década de los 90. Bernard [1995] y Biddle, Chen y Zhang [2001], entre otros, también toman un coste de capital constante en el tiempo y entre empresas, igual al 13% y 12%, respectivamente.

Por otro lado, un modo directo de incorporar tanto el riesgo como el componente variable en el tiempo del coste de capital es el adoptado por Stober [1996, p. 12], al añadir a la tasa libre de riesgo un premio por riesgo constante igual a su estimación histórica del 8.2%. Como principal ventaja de ese enfoque destaca, al igual que en el anterior, su simplicidad. A su vez, se diferencia de los dos primeros en que los costes de capital cambian en el tiempo en función del

tipo de interés libre de riesgo. No obstante, este cálculo del coste de capital así como el de las dos primeras alternativas, tal y como señala el propio Stober [1996], omite en el modelo cualquier diferencia de corte transversal que pueda existir en el coste de capital. Es decir, el coste de capital sería el mismo en todas las empresas dentro de un mismo año, no reflejándose diferencias de riesgo entre las mismas. También Ahmed, Morton y Schaefer [2000] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001], entre otros, optan por una tasa igual a la del activo libre de riesgo más un premio por riesgo constante. Los primeros toman un premio igual al 4%, y los segundos uno del 5%.

Por último, la alternativa más completa sería incorporar tanto el componente variable del coste de capital como el diferente riesgo de los flujos de tesorería futuros de cada empresa. De esta forma, Myers [1999, p. 15] y Qi, Wu y Xiang [2000] utilizan un coste de capital para cada empresa y año al tomar una tasa igual a la rentabilidad del activo libre de riesgo más un premio por el riesgo industrial basado en el trabajo de Fama y French [1997]. Igualmente, una gran parte de los investigadores calculan el coste de capital basado en el CAPM al añadir a la rentabilidad del activo libre de riesgo un premio por riesgo en función del riesgo sistemático de la empresa, a partir de la siguiente expresión:

$$r_{j,t} = rf_t + \beta_j \cdot \left(Rmdo - rf\right)_t$$

donde:
rf_t : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t,
β_j : riesgo sistemático o beta de la empresa j
$(Rmdo - rf)_t$: exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en el momento t.

En los estudios que toman como referencia el mercado estadounidense se han tomado diversas medidas del exceso de rentabilidad del mercado. Así, Liu, Nissim y Thomas [2002] y Liu y Thomas [2000] toman un valor del 5%, Penman y Sougiannis [1998], Francis, Ohlson y Oswald [2000a, 2000b], Sougiannis y Yaekura [2001] y Corteau, Kao y Richardson [2000] uno del 6%, y Abarbanell y Bernard [2000] un valor del 8%. La estimación del riesgo sistemático de la empresa en estos estudios se realiza partir del coeficiente estimado de una regresión de la rentabilidad de cada empresa sobre la

rentabilidad del mercado en una ventana de entre 24 y 60 meses previos al periodo t. En el mercado japonés, Ota [2002] toma un valor del exceso de rentabilidad del 2%.

Este último método evita las limitaciones de las tres alternativas anteriores, pero presenta el inconveniente de la reducción de la muestra, ya que requiere la disponibilidad de una serie larga de datos de rentabilidades para poder estimar la beta de cada empresa. De este modo, una empresa sólo formaría parte de la muestra si se disponen de las estimaciones de su riesgo sistemático, normalmente calculadas en la literatura mediante las rentabilidades de entre 24 y 60 meses anteriores. Por otra parte, el modelo del CAPM está cada vez más en entredicho debido al incumplimiento del modelo en los mercados y al hecho de que la beta puede no ser el único factor de riesgo de los títulos.

A pesar de estos inconvenientes, en la presente tesis vamos a seguir una de las recomendaciones del propio Ohlson [1995, p. 680], que están en la línea de las dos últimas alternativas anteriormente enumeradas. Para Ohlson [1995], una forma directa de incorporar el riesgo en su modelo sería la de sumarle a la tasa libre de riesgo un premio por riesgo, ya que esta modificación no supone ningún problema analítico en sus modelos. Este premio lo calculamos para cada empresa de forma independiente de acuerdo al modelo CAPM.

Ahora bien, el coste de capital se va a utilizar para calcular el resultado anormal de las empresas, comparando el beneficio contable con la rentabilidad normal de la empresa según su perfil de riesgo. Además, el beneficio contable que se debería tomar es aquél que cumple la relación del excedente limpio, por lo que debe ser un resultado después de impuestos. Por ello, debemos emplear una medida de resultado normal también después de impuestos, de ahí que el coste de capital también debe ser una tasa después de impuestos. Para conseguir este objetivo, el coste de capital para la empresa j en el momento t se estimaría mediante la siguiente expresión:

$$r_{jt} = (1 - IS_t) \cdot [rf_t + \beta_{jt}(Rmdo - rf)_t] \qquad (74)$$

donde:

t: periodo en el que se calcula el resultado anormal, correspondiente a 1991-1999

j: cada una de las empresas incluidas en el estudio
r_{jt}: coste de capital después de impuestos para la empresa j en el momento t
IS_t : tipo efectivo del impuesto sobre sociedades para el año t
rf_t : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t,
β_{jt} : riesgo sistemático de la empresa j en el momento t
$(Rmdo - rf)_t$: exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en el momento t.

Así pues, para cada empresa que forme parte de la muestra final, calculamos su coste de capital, para cada año dentro del período 1991-1999, utilizando la expresión (74). Para ello, precisamos en cada momento t, de las estimaciones del tipo efectivo del impuesto de sociedades, del tipo de interés del activo libre de riesgo, del riesgo sistemático de cada empresa, y del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo. A cada uno de estos aspectos nos referimos seguidamente.

4.2.1.1. Tipo efectivo del impuesto de sociedades

La estimación del tipo efectivo del impuesto de sociedades se realiza a través del cociente entre el importe del impuesto de sociedades del ejercicio y el resultado antes de impuestos de todas las empresas de la muestra. Esta estimación se realiza teniendo en cuenta todos los datos conocidos hasta el momento de calcular este tipo efectivo con el objetivo de aprovechar toda la información disponible. Debe tenerse en cuenta que el coste de capital también se utiliza para calcular los valores de las empresas, descontando los valores esperados de las variables relevantes, por lo que la tasa impositiva media calculada en cada periodo sirve también como expectativa del tipo al que se gravarán los resultados futuros. Por ejemplo, en el periodo 1994, la estimación del tipo efectivo del impuesto de sociedades al que se gravarán las rentas que obtengan a partir de 1995 todas las empresas de la muestra, se calculará a partir del mencionado cociente con datos desde 1990 hasta 1994, ya que todavía no eran conocidos, en ese momento, los datos de los años siguientes.

Debe tenerse en cuenta que la determinación del coste de capital es un dato *a priori* que permite la formación de expectativas sobre el resultado anormal, por lo que no tendría sentido incorporar los datos reales correspondientes a los periodos posteriores.

4.2.1.2. Activo libre de riesgo

El activo libre de riesgo, como ya hemos indicado, es un dato variable a lo largo del periodo 1991-1999 y lo obtendremos de los mercados de capitales a partir de información públicamente disponible. Nos referimos a él cuando hablemos del resto de variables procedentes de los mercados financieros.

4.2.1.3. Riesgo sistemático

En cuanto al riesgo sistemático, como se indicó anteriormente, se tendrán en cuenta las recomendaciones de la literatura previa y las conclusiones del estudio de Bartholdy y Peare [2001]. Así, la beta de la empresa j en cada periodo t se estimaría mediante la siguiente regresión, tomando una ventana previa de 60 meses (5 años) contados a partir del cierre del ejercicio fiscal:

$$(R_{js} - rf_s) = \alpha + \beta_{j,t}(Rmdo_s - rf_s) + u_{js} \qquad (75)$$

donde:

R_{js} : rentabilidad de las acciones de la empresa j en el mes s

rf_s : rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes s

$Rmdo_s$: rentabilidad del mercado en el mes s

u_{js}: residuo aleatorio de la rentabilidad de las acciones de j en el mes s

$\beta_{j,t}$: estimación del riesgo sistemático de la empresa j estimado en el periodo t

s: intervalo de estimación, que incluye hasta 60 meses previos al periodo t.

Dado que se va a calcular el coste de capital para cada año dentro del periodo 1991-1999, para estimar el riesgo sistemático de cada ejercicio se realizarán hasta 9 regresiones por cada empresa, con los datos de las rentabilidades de hasta los 60 meses previos a cada periodo. Ahora bien, siguiendo la práctica habitual en la literatura relacionada con la estimación del riesgo sistemático de una empresa, para asegurar la robustez de la estimación del coeficiente beta se impone la condición de un mínimo de 24 rentabilidades mensuales consecutivas dentro de la ventana de 60 meses.

4.2.1.4. Exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo

En cuanto al exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, la literatura previa relacionada con el cálculo de resultados anormales ha

optado por diferentes tasas. Una opción es una tasa igual a su estimación histórica, mientras que la otra es una tasa constante, normalmente entre el 4 y el 8%. Sin embargo, en el presente estudio no vamos a tomar la tasa histórica del exceso de rentabilidad en nuestro país, ya que no disponemos de una serie suficientemente larga de rentabilidades, y en períodos cortos de tiempo esta tasa suele ser muy inestable, no siendo representativas de las expectativas actuales del mercado. De hecho, el estudio descriptivo del exceso de rentabilidad histórico entre la cartera de mercado y el activo libre de riesgo que ha habido en nuestro país en los últimos 15 años nos muestra los resultados resumidos en la tabla 4.5.

Tabla 4.5: Media histórica del exceso de rentabilidad de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo

T: Año hasta el que se calcula el exceso de rentabilidad; ExH(1986): Media del exceso de la tasa de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, medido desde 1986 hasta finales del año T; ExH Mediana: Mediana del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo desde 1986 hasta finales del año T; Ex 5 años: Media del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en los 60 meses previos al final del año T

T	ExH(1986)	ExH Mediana	Ex 5 años
1990	19,59	20,05	19,59
1991	15,78	16,31	1,90
1992	8,72	-0,90	-11,22
1993	11,93	10,80	-8,98
1994	10,59	2,82	-10,31
1995	8,90	1,44	-1,79
1996	10,06	4,33	3,21
1997	12,70	8,58	18,28
1998	14,12	8,42	17,62
1999	12,37	5,20	15,58

Fuente: Elaboración propia

Como se puede observar en la segunda columna el exceso medio de rentabilidad histórica del mercado sobre el activo libre de riesgo es muy elevado si lo comparamos con los últimos estudios que indican que el premio por riesgo puede ser tan bajo como el 3-4% (Claus y Thomas [1999, 2001]). A su vez, se puede observar que la no disponibilidad de una serie larga de este exceso provoca una alta variabilidad en estos valores medios. Si observamos los datos para los primeros años de los 90, sin tener en cuenta la beta, las empresas ya parten con un coste de capital sin ajustar por riesgo próximo al 30%, dado que la tasa libre de riesgo a principios de década superaba el 10%. Esto supone que para las empresas con beta superior a uno, el coste de capital se dispararía por

encima del 30-40%, lo que llevaría a resultados anormales negativos de forma sistemática en estos años. En definitiva, parece claro que estos costes de capital no son representativos de la rentabilidad requerida para las acciones de las empresas, y además, nos llevarían a grandes diferencias en los costes de capital de dos periodos consecutivos debido a la gran diferencia en la media del exceso de rentabilidad histórico de un año para otro.

Un análisis pormenorizado de estos datos, nos lleva a observar que estos excesos están afectados por observaciones extremas en años específicos, como el exceso del 86% en el año 1986, que provoca excesos de rentabilidad medios en torno al 20% para el año 1990. Dado que la media es mucho más sensible que la mediana a la existencia de estos valores extremos, en la tercera columna está representada la mediana del exceso de rentabilidad. De nuevo, la no disponibilidad de una serie larga nos impide identificar un valor para este exceso, ya que nos encontramos tanto con valores muy altos como con un exceso negativo para el año 1992. Por último, las variaciones anuales en el exceso de rentabilidad son tan acusadas, que incluso teniendo en cuenta sólo los 5 últimos años no se encuentra una pauta de comportamiento, como puede observarse en la cuarta columna, en la que se mezclan valores positivos y negativos.

Debido a ello, se ha optado por una tasa del 6%, tasa recomendada por Kaplan y Ruback [1995], y similar a la empleada en la mayoría de estudios llevados a cabo en el contexto internacional, como los de Sougiannis y Yaekura [2001], Easton, Taylor y Shroff [2000]), y Courteau, Kao y Richardson [2000], entre otros. Estos estudios justifican esta tasa del 6% basándose en estimaciones históricas del premio por riesgo en el mercado norteamericano, calculadas tomando más de 50 años de datos históricos. No obstante, también debemos destacar en este punto que estudios recientes, como los de Claus y Thomas [1999, 2001] y Gebhart, Lee y Swaminathan [2000], sugieren que el premio por riesgo es mucho menor que la magnitud sugerida por las rentabilidades *ex-post*, pudiendo situarse en torno al 3-4%.

En definitiva, una vez dispongamos de las estimaciones del tipo efectivo del impuesto de sociedades, del activo libre de riesgo, del riesgo sistemático y del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, podremos calcular los costes de capital que se utilizarán para calcular las series de

resultados anormales de cada empresa de la muestra objeto de estudio. A continuación nos referimos a los orígenes de la información utilizada en la presente tesis.

4.2.2. Variables procedentes de los estados financieros

4.2.2.1. Valor contable o Patrimonio de la empresa

Una de las principales variables del presente estudio hace referencia al término que en la literatura anglosajona se conoce con la expresión *book value*. En la legislación mercantil y en la literatura contable española se han dado diferentes nombres a esta variable: valor contable de los recursos propios, valor o neto patrimonial de la empresa, patrimonio neto o patrimonio contable.

A la hora de medir esta variable, se debe tener especial cuidado con su definición en el ámbito del modelo de Ohlson [1995]. Como se vio anteriormente, bajo una contabilidad insesgada y en ausencia de resultados anormales futuros[40], el valor de la empresa debe ser igual a su valor contable. Por tanto, resulta conveniente analizar la influencia de determinadas partidas del balance que pueden afectar al cálculo del patrimonio de la empresa o grupo de empresas, antes de indicar como se va a calcular esta variable para el estudio empírico.

- **Fondos propios**

El concepto contable de fondos propios aparece tanto en el Texto Refundido de la Ley de Sociedades Anónimas (Real Decreto Legislativo 1564/1989, de 22 de diciembre), como en el Plan General de Contabilidad (Real Decreto 1643/1990, de 20 de diciembre). Los fondos propios incluyen con signo positivo el capital suscrito, las reservas, los remanentes de ejercicios anteriores, las aportaciones para la compensación de pérdidas y el beneficio del ejercicio; y con signo negativo, los resultados negativos de ejercicios anteriores, las pérdidas del ejercicio y los dividendos activos a cuenta. Se trata, sin duda, del componente fundamental del patrimonio contable.

[40] Ya sea porque los resultados anormales son cero, o porque son transitorios (persistencia cero)

- **Gastos de establecimiento**

Siguiendo la respuesta a la consulta número 1 publicada en el Boletín Oficial del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas número 43 de Septiembre de 2000, que hace referencia a la determinación del valor teórico según balance de las acciones de una empresa, y la Resolución de 20 de diciembre de 1996 del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas publicada en el BOE del 4 de marzo de 1997[41], y de acuerdo con el principio de empresa en funcionamiento incorporado en el Plan General de Contabilidad, estos gastos son "activos necesarios para el funcionamiento de la empresa y sólo lucen en el balance en la medida que tienen una proyección económica futura, por lo que se consideran activos reales". Por tanto, en este trabajo se ha tomado la decisión de tratarlos como activos, y no deben ser considerados como una partida minoradora del patrimonio contable. No obstante lo dicho, queremos señalar que la normativa del IASB (*International Accounting Standard Board*) contradice esta postura, ya que no considera que estas partidas reúnan las condiciones para ser considerados activos.

- **Gastos a distribuir en varios ejercicios**

En este epígrafe cabe diferenciar entre los gastos por intereses diferidos y los gastos por formalización de deudas. Los primeros representan los intereses no devengados incorporados al valor contable de la deuda, por lo que no afectan a la determinación del patrimonio contable. En cuanto a los gastos por formalización de deudas, en nuestra opinión tienen un significado muy similar al que se ha dado para los gastos de establecimiento, aunque también podría argumentarse que son gastos de financiación, y por lo tanto, análogos a los anteriores. Por tanto, ninguno de estos dos conceptos minorará el patrimonio neto contable.

- **Acciones o participaciones propias**

Esta cuenta representa el valor contable de las acciones adquiridas a antiguos accionistas, que, como consecuencia de su venta, se han separado de la sociedad o han minorado su participación en ella. Siguiendo la respuesta y la Resolución anteriormente citadas del ICAC, esta partida refleja "la parte del

[41] Ambos docuemntos están disponibles en la web del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas (ICAC): http://www.icac.mineco.es

patrimonio contable que ha sido entregado a los antiguos socios como precio en la venta de sus acciones, por lo que minorarán el valor patrimonial de la sociedad". Debemos señalar que esta interpretación es consistente con la realiza en 1999 por la SIC 16 (*Standing Interpretation Committee*) del IASB.

- **Accionistas por desembolsos pendientes**

También se puede plantear la duda sobre si la parte de capital que no ha sido desembolsada debe o no disminuir la cifra de fondos propios. La Resolución mencionada del ICAC considera que los desembolsos pendientes es el primer activo de la empresa y, por tanto, no minorarán el patrimonio de la empresa. Sin embargo, hay que tener en cuenta que esta Resolución determina el patrimonio contable a efectos de los supuestos de reducción de capital y disolución de sociedades regulados en la legislación mercantil. En el ámbito de los modelos de Feltham-Ohlson, creemos que se debe diferenciar entre desembolsos exigidos y no exigidos. Mientras los desembolsos no exigidos no generan resultados anormales y deben disminuir el patrimonio de la empresa, los ya exigidos pueden convertirse en liquidez y generar resultados a lo largo del ejercicio siguiente. Por ello, hemos decido restar del patrimonio contable los primeros.

- **Ingresos a distribuir en varios ejercicios**

Dentro de este epígrafe se encuentran, fundamentalmente, las subvenciones de capital, las diferencias positivas de cambio y los ingresos por intereses diferidos. Las subvenciones de capital hacen referencia a cantidades pendientes de imputar a resultados, las diferencias positivas de cambio representan ganancias no realizadas y los intereses diferidos representan intereses no devengados incorporados al valor de los activos. El significado de esta última partida de intereses diferidos es similar, aunque de signo opuesto, al de los gastos a distribuir en varios ejercicios, por lo que entendemos que no deberían afectar al patrimonio de la empresa.

Respecto a las demás, lo cierto es que, dada la falta de información, resulta difícil la separación entre ellas, pero además, la inclusión dentro del patrimonio de la empresa tanto de gastos como de ingresos a distribuir en varios ejercicios, supondría el incumplimiento de la relación del excedente limpio en el futuro, ya que en el patrimonio actual estarían incorporados resultados que

aparecerían en la cuenta de pérdidas y ganancias de los años siguientes. Es decir, aparecerían en el patrimonio actual gastos o ingresos que no han pasado por la cuenta de resultados. Esto va en contra de la esencia del modelo de Ohlson [1995]. Por ello hemos decidido no incluir esta partida como mayor patrimonio de la empresa.

- **Diferencias negativas de consolidación**

Esta partida hace referencia a la diferencia existente, cuando es negativa, entre el valor contable de la participación de la sociedad dominante en el capital de la sociedad dependiente y el valor de la parte proporcional de los fondos propios de la mencionada sociedad dependiente, asociada y multigrupo, en la fecha de la primera consolidación. Esta diferencia se inscribe en el pasivo del balance, tanto si responde a una provisión para riesgos y gastos como si tiene el carácter de ingresos diferidos. En el primer caso, no cabe duda que no es parte de los fondos propios, y en cuanto al segundo, dado el tratamiento que hemos dado a los ingresos diferidos, las diferencia negativas de consolidación tampoco formarán parte del patrimonio de la empresa en el trabajo empírico.

- **Socios externos**

El tratamiento de esta partida como fondos propios o no del grupo empresarial depende de la concepción que se tenga sobre las cuentas consolidadas. Aunque resulta difícil su equiparación con fuentes de financiación ajenas o deudas, y por ello se acepta generalmente que son fondos propios, debemos precisar que son fondos propios del grupo, y no de la empresa matriz. Por ello, en este trabajo no serán incluidos en el patrimonio neto.

Teniendo en cuenta estas consideraciones y ajustándonos al formato de los estados financieros de la información pública periódica que las empresas deben enviar a la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), que es la base de datos que utilizamos en el presente estudio, el valor contable o patrimonio de la empresa o grupo de empresas se calcula mediante las siguientes partidas de la citada base de datos, en cada uno de los años que van desde el cierre del ejercicio de 1991 hasta el de 1999:

+ FONDOS PROPIOS
- ACCIONISTAS DESEMBOLSOS NO EXIGIDOS
- ACCIONES DE LA SOCIEDAD DOMINANTE A LARGO PLAZO
- ACCIONES DE LA SOCIEDAD DOMINANTE A CORTO PLAZO

= VALOR CONTABLE O PATRIMONIO

Es importante resaltar que el epígrafe "fondos propios" disponible en la base de datos de la CNMV está compuesto por las siguientes partidas:

+ capital suscrito
+ reservas de la sociedad dominante
+ reservas sociedades consolidadas
+/- diferencias de conversión
+/- resultados atribuibles a la sociedad dominante
- Dividendos a cuenta entregados en el ejercicio

= Fondos propios

4.2.2.2. Resultado del ejercicio

Otra variable clave en el presente estudio es el resultado contable del ejercicio. Se ha decidido tomar el resultado neto después de impuestos, que en el formato de la base de datos de la CNMV viene representado en la cuenta de resultados bajo la partida de "Resultado Atribuible a la Sociedad Dominante". Aunque en la literatura anglosajona se suele escoger el resultado operativo después de impuestos debido a que no está afectado por partidas transitorias y no recurrentes, el resultado neto después de impuestos es menos sensible a la posible manipulación clasificatoria de las partidas de la cuenta de resultados y además es el único resultado que hace posible el cumplimiento de la relación del excedente limpio.

4.2.2.3. Tipo impositivo efectivo del Impuesto sobre Sociedades

Como ya se ha indicado, esta variable es necesaria para el cómputo del coste de capital después de impuestos. En primer lugar, partiendo de la información de la cuenta de resultados de cada empresa, se ha calculado para cada una de ellas el cociente entre el impuesto sobre sociedades devengado en el ejercicio y el resultado antes de impuestos, dentro del periodo comprendido

entre los cierres de los ejercicios 1991 y 1999. Posteriormente, en cada uno de estos años se ha calculado la media y mediana de los tipos impositivos con datos desde 1991.

4.2.3. Variables procedentes de los mercados financieros

4.2.3.1. Activo libre de riesgo

El cómputo del coste de capital conforme a la expresión (74), así como la estimación del riesgo sistemático de cada empresa, precisa de la rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el período 1987-1999. Además, la realización de las estrategias basadas en el ratio V/P para el último de los años estudiados (1999) requiere del activo libre de riesgo de periodos posteriores, por lo que ampliamos la muestra con los datos de todo el año 2000. Así, como activo libre de riesgo se dispone hasta 1988 del tipo de interés mensualizado de las Letras del Tesoro. Desde el año 1989 se ha cogido el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página web[42]. La razón por la que se cambia de una medida a otra viene dada por la disponibilidad de datos, ya que la base de datos del Banco de España contiene los tipos de interés de los repos a un mes sobre bonos solamente a partir de diciembre de 1988, proporcionando una manera directa de calcular la rentabilidad del activo libre de riesgo. La serie anterior a esta fecha se completó con los datos que se consiguieron sobre las Letras del Tesoro[43].

4.2.3.2. Series de precios y rentabilidades

Para el cálculo de la beta y de rentabilidades mensuales se han necesitado las series mensuales de cotizaciones de precios, de derechos de suscripción, de pago de dividendos, y de desdoblamiento de acciones en el mismo periodo al que hacíamos referencia en el subapartado anterior del activo libre de riesgo, esto es, en cada mes de los años 1987 a 2000. Esta información se ha tomado de

[42] http://www.bde.es

[43] Para comprobar su concordancia, se analizó el periodo para el que se dispone de ambas medidas (1989-1995), resultando una correlación entre ambas del 93%.

la base de datos disponible en el Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing de la Universidad de Alicante, que se ha generado a partir de datos de las acciones que cotizan en el mercado continuo y que se han ido recopilando de distintas fuentes. Esta base de datos incluye precios diarios, cotizaciones diarias de los derechos de suscripción, pago de dividendos y desdoblamiento de acciones.

Las rentabilidades mensuales se han calculado a partir de los precios de cierre del último día del mes, debidamente ajustadas por la existencia de derechos de suscripción, dividendos y desdoblamientos del valor nominal de las acciones dentro de ese mes. A su vez, uno de los objetivos de esta tesis es comparar los valores intrínsecos de las acciones de una empresa con sus precios observados en el mercado. Para ello se han utilizado las series de precios de cierres de las empresas que han cotizado en el mercado continuo, tomadas en el momento del cierre del ejercicio contable de cada período comprendido entre el año 1993 y 1999.

Por otro lado, para el cálculo de los costes de capital precisamos de la rentabilidad mensual del mercado. Siguiendo las recomendaciones de Bartholdy y Peare (2001), se ha estimado como la media simple equiponderada de las rentabilidades mensuales de todas las acciones del mercado continuo que cotizaron durante cada mes, incluidas las acciones de empresas financieras, aseguradoras y asimiladas.

4.2.3.3. Número de acciones del capital social de la empresa

Consideramos que este dato es de vital importancia en la parte empírica de la tesis, si bien hasta el momento no parece que se le ha prestado la atención debida en la literatura empírica de la investigación contable centrada en los mercados de capitales. La mayoría de estudios que utilizan el número de acciones han manejado el número de acciones que aparecen en los boletines de cotización, es decir, el número de acciones admitidas a cotización. Sin embargo, hay que tener especial cuidado en comprobar que el número de acciones que cotizan en el mercado coincida con el número de acciones total que componen el capital social de las empresas, ya que si esto no fuera así, estaríamos utilizando un dato que distorsionaría seriamente los resultados de estudios como el que se va a llevar a cabo a continuación.

El valor intrínseco calculado a partir de los modelos de Feltham-Ohlson, es un valor total de la empresa calculado a partir de su balance y cuenta de resultados, principalmente. Como posteriormente pretendemos comparar este valor con el valor de mercado, debemos tener en cuenta el valor de mercado de todas las acciones y no sólo de las que están admitidas a cotización oficial.

Así pues, en primer lugar se obtuvieron de la misma base de datos de precios señalada anteriormente, el valor nominal y el número de acciones admitidas a cotización de las empresas del mercado continuo en la fecha de cierre de cada ejercicio. El análisis de estos datos nos llevó a verificar que, efectivamente, en numerosas ocasiones el número de acciones admitido a cotización no se correspondía con la cifra de capital social de los estados financieros. Una investigación más profunda nos permitió comprobar que esta diferencia se debía, fundamentalmente, a las ampliaciones de capital, ya que en España suelen pasar aproximadamente unos tres o cuatro meses desde que se realiza una ampliación de capital hasta que se admiten a cotización las acciones de dicha ampliación de capital, dados los numerosos trámites que se deben seguir hasta la admisión a cotización de cualquier operación que provoque un cambio en el número de acciones cotizadas [44].

Debido a este retraso, el registro en la contabilidad de la empresa, la reacción del precio de las acciones y, en su caso, la cotización de los derechos de suscripción debido a una ampliación de capital, se producen con antelación a la admisión a cotización de las nuevas acciones[45]. Por ello, utilizar el número de acciones admitidas a cotización en una empresa que ha ampliado capital en los 3 o 4 meses anteriores a su cierre de ejercicio fiscal, supone, tal y como se ha

[44] Estos trámites incluyen la inscripción del aumento de capital en el Registro Mercantil, la acreditación de las acciones que han sido suscritas, la otorgación de la escritura de cierre de la ampliación, la comunicación a la CNMV, al Servicio de Compensación y Liquidación de Valores, y a la Sociedad Rectora de la Bolsa, la emisión de las certificaciones de alta de los valores y la asignación individualizada de los titulares de las acciones.

[45] No obstante, con el fin de agilizar los trámites y reducir los plazos de admisión a negociación en las ampliaciones de capital de sociedades cotizadas, el 4 de mayo de 1999 se llegó a un acuerdo entre la CNMV, el Colegio de Registradores de la Propiedad y Mercantiles de España, el SCLV y la Sociedad Rectora de la Bolsa de Valores para realizar cada trámite en los mínimos plazos posibles. Esto ha sido posible debido a la agilización de trámites establecida en la Disposición Adicional Decimoquinta de la Ley 37/1998, de 16 de noviembre, de Reforma de la Ley del Mercado de Valores, y en el Real Decreto 2590/1998, de 7 de diciembre, sobre modificaciones del régimen jurídico de los mercados de valores.

indicado anteriormente, correr el riesgo de cometer serios errores en la medición de las variables, sobre todo en lo que se refiere a la capitalización bursátil[46].

Por tanto, esta situación nos ha llevado a ajustar el número de acciones admitidas a cotización a través de la lectura de los hechos relevantes y comunicaciones a la CNMV de las empresas de la muestra[47], siempre y cuando a final de cada ejercicio comprendido en el periodo 1991-1999 el número de acciones admitidas multiplicado por el valor nominal de las mismas no coincidiera con la cifra del capital social disponible en el balance de la empresa, fuera cual fuera la causa de esta discrepancia. En todos los casos se consiguió detectar el motivo de la discrepancia, de modo que el dato que se ha utilizado como número de acciones en el presente estudio es el que hace referencia al número total de acciones que componen el capital social de las empresas. Se ha comprobado, por tanto, que el número de acciones totales por su valor nominal coincide con la cifra del capital social de la empresa a final del ejercicio.

También queremos destacar en este punto, que, en un principio, se pensó en realizar el estudio empírico tomando los datos de los mercados financieros dos meses después del cierre fiscal de la empresa. El motivo es que éste es el plazo máximo del que disponen las empresas para dar a conocer la información periódica a través de la CNMV, asegurándonos así que toda la información disponible en esa fecha fuese conocida. Sin embargo, todas las ampliaciones de capital realizadas en esos dos meses posteriores al cierre del ejercicio fiscal anterior nos llevaría a cometer los mismos errores señalados anteriormente. De esta forma, sólo considerando todos los datos al cierre del ejercicio nos aseguramos la correspondencia entre todos los datos contables y los datos de cotizaciones de las acciones[48].

Por otra parte, otro de los problemas al que nos enfrentamos, relacionado con el número de acciones, es el relativo a la existencia de acciones con distinto

---

[46] Así por ejemplo, en una ampliación 1x1 se comete un error del 50% del valor de mercado, en una ampliación 1x3 un error del 25%, y en una 1x10 un error cercano al 10%. Como es lógico es error es mayor cuanto más acciones nuevas se emite. En el apéndice XIV demostramos analíticamente este problema.

[47] Disponibles en la web de la CNMV: http://www.cnmv.es

[48] Basándonos, entre otros, en los estudios de Barth, Beaver y Landsman [1992 y 1996] no es de esperar que calcular los valores de mercado en la fecha de cierre o dos meses después de la misma afecte a los resultados e inferencias de este estudio.

valor nominal. Este hecho, aunque no muy frecuente, presenta el inconveniente de la valoración de las distintas acciones, y requiere un ajuste adicional para no infravalorar o sobrevalorar el valor bursátil total de la empresa[49]. Si se dispone del precio de las acciones de menor valor nominal, multiplicando el número de acciones ajustado por dicho precio se obtendría el valor de mercado total de la empresa. De hecho, en algunas empresas de la muestra utilizada, finalmente se sustituyeron las acciones de mayor valor nominal por el número equivalente de las de menor valor nominal, dejando una única serie de acciones[50].

4.2.4. Variables procedentes de los analistas financieros

4.2.4.1. Predicción del resultado contable a un año

La base de datos I/B/E/S (*International Broker Estimate System*) será el origen de la información acerca de las predicciones de beneficios por parte de los analistas, ya que como aproximación de la variable "otra información" necesitamos alguna medida resumen del consenso de los analistas de las predicciones de beneficios a un año de las empresas de la muestra. Hay que destacar que los datos sobre el consenso de las predicciones de los analistas de I/B/E/S se revisan mensualmente, y hemos decidido disponer de los datos disponibles del primer mes posterior al cierre fiscal de las empresas de la muestra en el periodo 1991-1999. Así, concretamente, se ha tomado la media de todas las predicciones de los analistas del beneficio por acción para el cierre fiscal del año siguiente, y el número de acciones en el momento de realizar la predicción, con el fin de obtener la predicción media del resultado contable total para el próximo periodo.

4.3. Selección de la muestra

4.3.1. Número total de empresas incluidas en el estudio

La muestra está compuesta por todas las empresas que han cotizado en el mercado continuo en la década de los 90. Se ha escogido como inicio del

[49] Si el capital social de una empresa está formado por 100 acciones de valor nominal 2€ y 2 acciones de nominal 20€, podemos ajustar el número de acciones dejándolas en 120 acciones de 2€ de valor nominal, o equivalentemente 12 acciones de 20€.

[50] Véanse, por ejemplo, los casos de Empresa Hidroeléctrica del Ribagorzana (Hecho relevante 5.001, de 11/05/1995), y de Sociedad Anónima Damm (Hecho relevante 18.178, de 29/06/1999), ambos disponibles en la Web de la CNMV.

periodo muestral el año 1991, ya que es entonces cuando los estados financieros comenzaron a elaborarse sobre la base del Real Decreto 1643/1990 por el que se aprueba el Plan General de Contabilidad, y un año después sobre la base del Real Decreto 1815/1991 para la formulación de las Cuentas Anuales Consolidadas, ambos actualmente en vigor. En nuestra opinión, la inclusión de ejercicios anteriores podría afectar a la comparabilidad de la serie histórica de datos contables al estar confeccionados siguiendo normativas diferentes.

Sin embargo, para el cálculo del riesgo sistemático se han utilizado datos bursátiles de 1987-1990. Este requisito adicional dejó una muestra total de 173 empresas con al menos 24 meses consecutivos de datos de cotizaciones dentro del período 1989-1999. El requisito de disponer de 24 meses seguidos de rentabilidades se impone debido a que éste es el número mínimo de observaciones para estimar el riesgo sistemático de cada empresa en cada año a través de la ecuación (75).

De estas empresas se eliminaron aquéllas cuya actividad principal fuera financiera, aseguradora o asimilada, debido a que las particularidades de su sistema contable hacen que sean difícilmente comparables con el resto, lo que podría distorsionar los resultados obtenidos. Por otro lado, eliminar estas empresas de la muestra es práctica común en este tipo de estudios, por lo que los resultados aquí obtenidos podrán compararse, en la medida que sea posible, con los de la literatura previa. Este requisito en los datos provocó la eliminación de 38 empresas, por lo que la muestra quedó formada por 135 empresas.

La falta de información sobre 3 eempresas en la base de datos comercializada por la CNMV obligó a reducir la muestra a 132 empresas. En el caso de que la empresa haya depositado cuentas consolidadas, ésta es la información empleada en el trabajo, lo que sucede en un 85% de los casos.

Por último, el tercer requisito para que una empresa formara parte de la muestra hace referencia al seguimiento de la misma por parte de los analistas financieros, ya que una de las variables de la "otra información" de los modelos de Feltham-Ohlson se establece a partir de la predicción de resultados que ellos hacen. Dado que para 8 de estas empresas no se disponía de predicciones en el período 1991-99, la muestra definitiva quedó formada por 124 empresas.

4.3.2. Número total de observaciones de las principales variables

4.3.2.1. Observaciones totales del resultado anormal

La variable que va limita el número de observaciones totales es el cálculo del resultado anormal de cada periodo mediante la expresión (73), debido a las dificultades para estimar el coste de capital. En cuanto a los datos contables necesitamos simultáneamente dos datos contables de dos años consecutivos: el resultado después de impuestos de los años 1991-1999 y del patrimonio contable del año anterior. Teniendo en cuenta que son 124 las empresas que forman parte inicialmente de la muestra, podríamos encontrarnos con un máximo de 1.116 resultados anormales en los 9 años. Evidentemente, no se disponen de datos contables de todas las empresas en todos los periodos, por lo que este requisito nos deja un total de 937 observaciones/año.

El cómputo del coste de capital, que servirá de referencia para obtener el resultado considerado como normal para el siguiente período, nos lleva a la estimación del riesgo sistemático. Para ello, se estima para cada empresa y para cada periodo la ecuación (75) en una ventana previa de 60 meses anteriores a cada periodo, siempre y cuando hayan observaciones, como mínimo, de 24 meses consecutivos dentro de esta ventana.

Así, partiendo de las 937 observaciones/año útiles, se consiguió estimar el riesgo sistemático en un total de 872 casos, a través de 872 regresiones de la ecuación (75), lo que permite estimar los 872 costes de capital de acuerdo con la expresión (74), y con ello el resultado anormal de cada periodo. Las restantes 65 observaciones fueron eliminadas debido a que no fue posible calcular la beta; en 59 casos se trataba de empresas que empezaron a cotizar en un momento posterior al inicio del periodo muestral de este estudio, por lo que había que esperar un mínimo de 24 meses para poder estimar de manera consistente la beta, y los otros 6 casos se refieren a empresas que dejaron de cotizar en el mercado continuo, y tampoco se reunían los 24 meses mínimos a pesar de disponer de los datos contables de los periodos siguientes a su desaparición en el mercado continuo.

4.3.2.2. Eliminación de observaciones

Se han eliminado las empresas cuyo valor patrimonial es negativo, no sólo porque es práctica común en este tipo de estudios, sino también porque los modelos de Feltham-Ohlson, y en general, cualquier método basado en el descuento de flujos, supone una continuidad ilimitada en la permanencia de las empresas en la economía, algo que con bastante probabilidad no se cumple en estos casos. De esta forma, estas empresas estarían valoradas sobre la base de modelos diferentes a los aquí presentados, por lo que su inclusión podría distorsionar los resultados. La existencia de 18 patrimonios contables negativos hace que la muestra total se reduzca a 854 observaciones/año.

Por otro lado, la presencia de observaciones extremas en alguna de las variables de un estudio puede llegar a distorsionar seriamente los resultados obtenidos, debido a su gran influencia en las estimaciones de los distintos modelos. Por ello, en los trabajos de investigación se suelen eliminar las observaciones más alejadas de la posición central de las variables, si bien entre los investigadores no existe un método de eliminación comúnmente utilizado.

Cuando se utilizan variables contables no resulta adecuado eliminar los valores extremos en términos absolutos, ya que esto simplemente nos llevaría a eliminar las empresas de mayor y menor tamaño. Dado que la variable básica en el presente estudio es el resultado anormal, y vamos a estimar las distintas ecuaciones en términos relativos, es decir, como la rentabilidad sobre el patrimonio contable menos el coste de capital, es decir, $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}} = \frac{x_t}{bv_{t-1}} - r_{t-1}$, procedemos a eliminar aquellos casos con valores relativos del resultado anormal que no estén comprendidos entre las siguientes fronteras:

$$F_1 = Q_1 - 3 \cdot RIQ$$
$$F_2 = Q_3 + 3 \cdot RIQ$$

Donde, Q_1 y Q_3 son el primer y tercer cuartil respectivamente, RIQ es el recorrido intercuartílico, y F_1 y F_2 son las fronteras exteriores que marcan la presencia de valores extremos. Este método de detección de observaciones está

basado en el llamado Principio de Winsor[51], que se apoya en que todas las distribuciones de frecuencias son normales en el centro. Así, con independencia de la estructura de las colas de una distribución de frecuencias, la variación de frecuencias en el centro de la distribución puede ser aproximada estrechamente por la de una distribución normal. Así, se trata de comparar la distribución de frecuencias muestral con aquélla que debería corresponder a una distribución normal cuyo recorrido intercuartílico fuera igual al de la muestra.

Este procedimiento proporciona un criterio de eliminación estadísticamente robusto, evitando otras opciones subjetivas llevadas a cabo en la literatura, tales como eliminar un tanto por ciento determinado de observaciones. Concretamente, en la muestra se detecta la presencia de 20 resultados anormales extremos, poco más del 2% del total de la muestra, que son eliminados de la misma, ya que estos valores extremadamente atípicos pueden afectar a la validez de los resultados. En definitiva, la muestra final está compuesta de 834 observaciones/año del resultado anormal en el periodo 1991-1999. Por último, destacar que la eliminación de los patrimonios negativos y de los resultados anormales provoca que 3 empresas de la muestra no entren a formar parte del estudio, siendo pues 121 empresas las que integran la muestra final. El proceso de selección de las empresas de la muestra se resume en la tabla 4.6, mientras que el sector al que pertenece cada una de ellas, teniendo en cuenta la clasificación de la CNMV con un grado de agregación de sectores de dos dígitos, se recoge en la Tabla 4.7.

Tabla 4.6. Muestra de empresas que forman parte del estudio

Período muestral 1991-1999	Nº empresas
Número de empresas con al menos 24 meses de datos bursátiles	173
-Eliminación de empresas financieras, de seguros y asimiladas	-38
- Empresas eliminadas por falta de datos contables en CNMV	-3
- Empresas eliminadas por falta de predicciones de beneficios	-8
-Empresas eliminadas por tener patrimonios contables negativos y resultados anormales extremos	-3
MUESTRA DEFINITIVA	**121**

Nota: En el apéndice XV se facilita el listado de las mismas.

[51] Véase por ejemplo, Durá y López [1992, p.44-47]

Tabla 4.7. Distribución de la muestra por sectores

Nombre del sector	Número	Porcentaje
Otras Industrias de Transformación	28	23,1%
Energía y Agua	17	14,0%
Transformación de Metales	13	10,7%
Cemento, Vidrio y Material de Construcción	12	9,9%
Inmobiliarias	12	9,9%
Comercios, Otros Servicios y Alta Tecnología	10	8,3%
Construcción	9	7,4%
Industria Química	6	5,0%
Metálicas Básicas	6	5,0%
Transportes y Comunicaciones	6	5,0%
Otros sectores	2	1,7%
Total	**121**	**100%**

Nota: La siguiente tabla está basada en la clasificación de sectores realizada por la CNMV con un nivel de agregación de dos dígitos.

4.3.2.3. Observaciones del resto de variables

Aunque la variable básica del estudio es el resultado anormal, debemos recordar que el objetivo último que se persigue es el cálculo de los valores intrínsecos de las empresas en el periodo 1993-1999. El motivo por el que empezamos a calcular estos valores en 1993 se debe a que para hallarlos debemos estimar los parámetros del LIM subyacente, siendo imprescindible dejar un periodo previo de estimación de 2 años.

Como la función de valoración de los respectivos modelos es función del resultado anormal del período, del patrimonio contable del periodo, del valor de las variables que se refieren a la "otra información" y de la tasa de descuento del periodo, para que una observación pase a formar parte de la muestra de valores intrínsecos en un año determinado necesitamos simultáneamente estas cuatro variables.

De las 834 observaciones del resultado anormal en el periodo 1991-1999, 182 se corresponden a los años 1991 y 1992, por lo que en total disponemos de 652 observaciones en el periodo 1993-1999. En todos los casos tenemos calculados los costes de capital y el patrimonio contable, pero se requiere adicionalmente la disponibilidad de las predicciones del resultado y del patrimonio contable realizadas en 1993-1999 para el periodo siguiente. Este

requisito supone la eliminación de 49 casos, todos ellos debido a que, si bien se disponen de predicciones de beneficios por parte de los analistas de I/B/E/S para estas empresas, no se disponen de dichas predicciones en algún año en concreto. Por ello, en total podemos calcular 603 valores intrínsecos de las empresas tal y como podemos observar en la tabla 4.8.

Tabla 4.8 Muestra de observaciones/año de las principales variables

Período muestral 1991-1999	Observaciones
Resultado anormal:	
- Número máximo de observaciones: 124 empresas x 9 años	1.116
-Eliminación de casos por falta de información contable	-179
- Eliminación de casos por no poder estimar el riesgo sistemático	-65
- Eliminación de casos con patrimonios contables negativos	-18
- Eliminación de casos por resultados anormales extremos	-20
Muestra definitiva de resultados anormales 1991-1999	**834**
Valores intrínsecos:	
- Resultados anormales de los periodos 1991-1992	-182
- Inexistencia de predicciones de beneficios de los analistas en algún año concreto	-49
Número de valores intrínsecos calculados en 1993-1999	**603**

4.4. Análisis descriptivo de la muestra

4.4.1. Tipo impositivo efectivo

Los tipos impositivos efectivos de cada una de las 121 empresas de la muestra se calculan mediante el cociente entre el importe del impuesto de sociedades y el resultado antes de impuestos. Dado que para una empresa en concreto dicho tipo efectivo en un determinado año puede no ser representativo del tipo efectivo que se espera para los siguientes años, procedemos a obtener en cada año un tipo efectivo de toda la economía en general, a través de la media y la mediana de los tipos efectivos individuales de cada empresa. Además, se pretende incorporar toda la información disponible en cada momento, por lo que el tipo impositivo efectivo en un año t tendrá en cuenta toda la información de los tipos impositivos efectivos desde el año 1990 hasta

dicho año t[52]. Es decir, el tipo impositivo efectivo para el año 1995, por ejemplo, se calcula con todos los tipos efectivos individuales de las empresas de la muestra desde 1990 hasta 1995.

Por otro lado, dado que los tipos impositivos de las empresas con pérdidas pueden distorsionar los resultados obtenidos, debido a la existencia de forma sistemática de tipos efectivos nulos o muy bajos, hemos decidido para dar mayor consistencia a esta estimación tener en cuenta exclusivamente los tipos impositivos efectivos de las empresas que han obtenido beneficios. En el apartado de selección de la muestra indicábamos que disponíamos de 937 observaciones con información contable de dos años consecutivos. Sin embargo, para el cálculo del tipo impositivo de una empresa el único requisito que necesitamos es disponer de los datos de la cuenta de resultados para un periodo en concreto, lo que nos permite disponer de 1.024 casos, siendo el resultado antes de impuestos positivo en 859 de ellos.

La tabla 4.9 muestra que tanto la media como la mediana del tipo impositivo efectivo se mantienen constantes en todo el periodo muestral, siendo, sin embargo, la mediana más de un 2% mayor que la media. Esto se debe a que la mediana del tipo impositivo es una medida menos sensible a posibles observaciones extremas y al hecho de que algunas empresas tengan sistemáticamente tipos impositivos del 0% o muy bajos, debido, entre otros factores, a la compensación de pérdidas de años anteriores. Estos tipos del 0% reducirían sensiblemente la media, pero dejarían inalterada la mediana. Debido a este hecho, finalmente hemos decido utilizar la mediana del tipo efectivo, que está comprendida en todos los años entre el 24-25%. No obstante, merece la pena destacar que el efecto sobre el coste de capital de tomar un tipo impositivo de entre un 22% y un 25% es mínimo. Así, para un coste de capital antes de impuestos del 15%, supone fijar un coste de capital después de impuestos entre el 11,70% y el 11,25%.

[52] Aunque el periodo muestral para el cálculo de resultados anormales se inicia en 1991, realmente disponemos de los datos de 1990, ya que en una gran parte de la muestra, las empresas incluyeron en los estados financieros enviados a la CNMV en 1991 la información del año anterior.

Tabla 4.9. Tipo impositivo efectivo de las empresas de la muestra

T: Fecha de cierre del periodo contable para el que se calcula el tipo impositivo efectivo de cada empresa; Media: Media de los tipos impositivos efectivos de todas las empresas, medidos desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T; Mediana: Mediana de los tipos impositivos efectivos de todas las empresas, medidos desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T; Nº Obs: Número de empresas/año para la que se calculan los tipos impositivos efectivos calculados desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T.

El tipo impositivo efectivo para una empresa en un determinado año se calcula dividiendo el importe del impuesto de sociedades por el resultado antes de impuestos, siempre y cuando el resultado antes de impuestos sea positivo.

T	MEDIA	MEDIANA	Nº Obs
1991	21,61%	24,94%	156
1992	22,20%	24,68%	232
1993	22,04%	24,68%	304
1994	22,07%	24,41%	390
1995	21,66%	24,02%	482
1996	21,79%	24,41%	573
1997	21,82%	24,32%	671
1998	21,78%	24,30%	772
1999	21,88%	24,31%	859

Fuente: Elaboración propia

4.4.2. Riesgo sistemático y coste de capital

Dado que se ha optado por tomar un tipo impositivo y un exceso de rentabilidad de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo constante para todas las empresas dentro de un mismo año, el riesgo sistemático es la variable que además de detectar las diferencias de riesgo entre las empresas, permite la existencia de distintos costes de capital para las distintas empresas dentro de un mismo año.

En la tabla 4.10 podemos observar la descripción por años de las 834 estimaciones del riesgo sistemático utilizadas en el estudio para las 121 empresas de la muestra final. Como podemos observar, las medidas de posición central del riesgo sistemático nos indican que, por término medio, en todos los períodos las empresas de la muestra presentan un riesgo sistemático ligeramente superior a 1, que es el valor que tomaría la beta de la cartera del mercado, compuesta por todos las acciones del mercado continuo, incluyendo aquéllas que no forman parte de la muestra final de este estudio. Por otro lado, podemos destacar que estos resultados no nos permiten identificar con claridad una pauta

de comportamiento de las betas en el tiempo, aunque se mantienen, en promedio, dentro de unos intervalos constantes.

Tabla 4.10. Riesgo sistemático de las empresas de la muestra

Los estadísticos descriptivos del riesgo sistemático se refieren a la media, mediana, máximo y mínimo del riesgo sistemático, estimado en los 60 meses previos al periodo T a través de la siguiente regresión para cada año y cada empresa: $(R_{js} - rf_s) = \alpha + \beta(Rmdo_s - rf_s) + u_{js}$ donde: β = riesgo sistemático de la empresa j estimada en el periodo [t-59, t]; N = número de betas calculadas para cada año T.

Año T	β Media	β Mediana	β Máxima	β Mínima	N
1991	1,06	1,10	1,95	0,15	83
1992	1,08	1,05	2,27	-0,59	99
1993	1,10	1,08	2,21	0,24	95
1994	1,13	1,07	2,10	0,08	88
1995	1,10	1,04	2,39	0,07	91
1996	1,10	1,07	2,23	-0,28	92
1997	1,10	1,04	2,32	0,10	98
1998	1,10	1,08	2,23	0,19	102
1999	1,12	1,07	2,57	0,26	86
TOTAL	**1,10**	**1,07**	**2,57**	**-0,59**	**834**

Una vez disponemos del riesgo sistemático para cada empresa y año, se calculan los costes de capital para cada empresa y año a través de la expresión (74). Los estadísticos descriptivos de estos costes de capital se muestran en la Tabla 4.11. En ella se puede observar claramente el componente variable en el tiempo del coste de capital que ha existido en España en la década de los 90. Así, de un coste de capital medio después de impuestos en torno al 14-15% a principios de década se ha pasado a uno en torno al 7% a finales de la misma. Esta disminución se debe a la bajada de tipos de interés producida en España en el periodo analizado para la convergencia con los tipos de interés del resto de países de la zona Euro. Así se confirma que, aunque el tipo de interés medio total del período se sitúa en el 10,75%, utilizar un tipo de interés constante, como se ha realizado en varios trabajos que toman como referencia el mercado norteamericano, no es apropiado en el mercado español. Este mismo comportamiento se observa en cualquiera de los percentiles del coste de capital, así como en la tabla 4.12, que nos muestra la evolución en el tiempo de la

rentabilidad del activo libre de riesgo, que recordemos se ha calculado a partir de los repos a un mes sobro bonos emitidos por el Estado.

Tabla 4.11. Coste de capital después de impuestos

Los estadísticos descriptivos del coste de capital se refieren a la media, mediana, así como el mínimo, primer (P_{25}) y tercer percentil (P_{75}) y máximo, estimado para el periodo T a través de la siguiente expresión para cada año y cada empresa: $r_{jt} = (1 - IS) \cdot [rf_t + \beta_{jt}(Rmdo_t - rf_t)]$ donde: IS_t = tipo efectivo medio del impuesto de sociedades para el periodo T; rf_t es la rentabilidad del activo libre de riesgo para el periodo T; β_{jt} = riesgo sistemático de la empresa j para el periodo T; ($Rmdo_t$ - rf_t) es el exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo (=6%); N= Número de empresas para las que se estima el coste de capital para el periodo T.

Año T	Media	Mediana	Mínimo	P_{25}	P_{75}	Máximo	N
1991	13,86	14,02	9,73	12,37	15,18	17,87	83
1992	15,72	15,40	8,26	13,98	17,45	21,16	99
1993	11,84	11,87	7,89	9,90	13,64	16,79	95
1994	10,75	10,42	6,02	8,91	12,73	15,15	88
1995	11,91	11,68	7,20	9,86	13,92	17,80	91
1996	9,80	9,58	4,47	8,17	11,85	14,83	92
1997	8,62	8,32	4,03	7,17	10,02	14,11	98
1998	7,03	7,06	2,85	5,50	8,38	12,10	102
1999	7,41	7,20	3,54	5,84	8,66	14,03	86
TOTAL	**10,75**	**10,38**	**2,85**	**8,13**	**13,51**	**21,16**	**834**

Nota: Valores del coste de capital en tantos porcentuales para un periodo anual

Tabla 4.12: Activo libre de riesgo en el periodo 1991-1999

rf: Tipo de interés medio del activo libre de riesgo, en tanto porcentual anual, calculado a través de los repos a un mes sobre Bonos emitidos por el Estado.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
rf	12,59	12,48	11,80	7,67	8,87	7,42	5,28	4,05	2,70

Fuente: Elaboración propia a partir del Boletín de la Central de Anotaciones del Banco de España.

4.4.3. Resultado anormal

El siguiente paso del estudio nos lleva a calcular los resultados anormales de cada empresa en cada periodo a través de la expresión (73). De esta forma, como hemos visto anteriormente, con los costes de capital calculados podemos obtener 834 resultados anormales. Los estadísticos de resumen más importantes

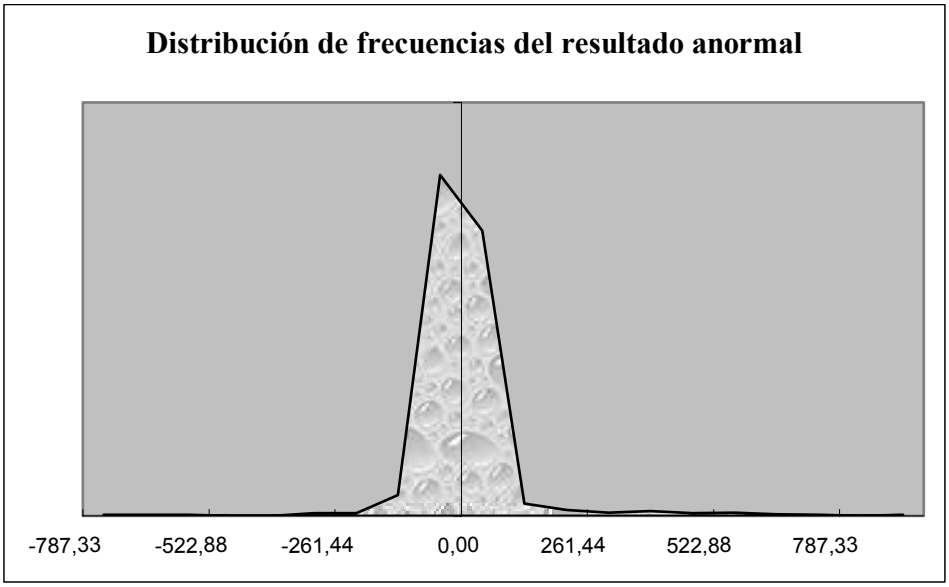
del resultado anormal, así como de sus variables componentes, los encontramos en la Tabla 4.13.

Tabla 4.13. Descripción de los Resultados Anormales en el período 1991-1999

$x^a_{j,t}$: resultado anormal de la empresa j al cierre del año t, calculado mediante la expresión $x^a_{j,t} = x_{j,t} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t-1}$; $x_{j,t}$ es el resultado después de impuestos de la empresa j en el periodo (t-1,t); r_t es el coste de capital después de impuestos de la empresa j para el año t; $bv_{j,t-1}$ es el patrimonio contable de la empresa j a principios del año t

	x^a_t	x_t	r_t	bv_{t-1}
Media	5,76	58,72	10,75	576,41
Mediana	-1,28	15,14	10,38	150,60
Máximo	837,12	1.804,80	21,16	13.467,71
Mínimo	-784,64	-659,57	2,85	0,75
Desv. Típica	100,26	176,33	3,54	1.413,20
Asimetría	2,21	4,65	0,24	5,12
Curtosis	29,31	30,88	2,40	32,99
Observaciones	834	834	834	834
Nº empresas	121	121	121	121

Nota: Los datos contables aparecen en millones de euros. Tipo conversión: 166,386 pesetas/euro



Como puede observarse, en promedio las empresas de la muestra han conseguido superar ligeramente la rentabilidad considerada como normal, ya que la media del resultado anormal es positiva. Sin embargo, la mediana muestra un valor negativo por lo que más del 50% de las observaciones son negativas. En resumen, dado que tanto la media como la mediana de los resultados anormales son muy próximas a cero en términos relativos, estos datos parecen corroborar la existencia de una economía competitiva en la que por término medio y de manera sostenida no se pueden alcanzar resultados anormales positivos. La distribución de frecuencias parece confirmar estos resultados, ya que la mayor parte de las observaciones se sitúan alrededor de un resultado anormal nulo.

Por otro lado, debido a las variaciones en el tipo de interés producidas a lo largo de la década es muy posible que a principios de los 90, cuando los tipos de interés eran altos, los resultados anormales fueran negativos, mientras que a finales de la década, cuando los tipos de interés eran bajos, los resultados anormales fueran positivos. Para verificar esta hipótesis, en la tabla 4.14 desglosamos estas mismas variables por años.

Tabla 4.14. Distribución por años del resultado anormal

t: Periodo analizado; n: número de casos de cada variable en el periodo t; x^a_t: resultado anormal en el periodo (t-1,t); x_t: media del resultado después de impuestos en el periodo (t-1,t); r_t: media porcentual del coste de capital después de impuestos ene el periodo t; bv_{t-1}: media del patrimonio o valor contable a principios del periodo t; ROE_t: media de la rentabilidad contable sobre el patrimonio contable en el periodo (t-1,t), medida como el cociente entre el resultado después de impuestos del periodo (t-1,t) y el patrimonio contable a inicios del mismo, en tantos por ciento.

t	n	x^a_t Media	x^a_t Mediana	x_t	bv_{t-1}	r_t	ROE_t
1991	83	-11,38	-6,06	45,88	456,50	13,86	4,29
1992	99	-38,61	-15,96	28,35	468,31	15,72	-4,11
1993	95	-27,38	-9,93	24,20	495,74	11,84	-6,86
1994	88	0,94	-2,59	50,12	531,68	10,75	6,04
1995	91	3,23	-1,51	59,75	538,29	11,91	15,11
1996	92	11,72	0,71	62,69	562,14	9,80	12,07
1997	98	18,07	5,75	70,25	667,47	8,62	13,73
1998	102	38,43	9,02	81,49	694,64	7,03	16,48
1999	86	58,4	11,39	107,50	763,02	7,41	17,17
TOTAL	834	5,76	-1,28	58,72	576,41	10,75	8,17

Nota: Los datos en millones de euros. Tipo conversión: 166,386 pesetas/euro

Los resultados apoyan esta última afirmación, ya que en los primeros años la media y mediana del resultado anormal es negativa, mientras que pasa a ser positiva en los últimos años del periodo. Es decir, esto puede estar indicando que a principios de los años 90 los tipos de interés eran muy elevados y por tanto también lo era el coste de capital. Por ello, las empresas no pudieron, en su mayor parte, alcanzar la rentabilidad normal. Sin embargo, en los últimos años de la década el fuerte descenso en los tipos de interés ha provocado que las empresas hayan podido reducir sus costes de capital, y por tanto, haber conseguido mayores resultados anormales. Por otro lado, también hay que destacar el favorable crecimiento de la economía española y mundial en los últimos años de los 90 en oposición a la situación de recesión económica de principios de década. Las empresas de la muestra no fueron ajenas a esta situación como muestra la ROE en la última columna de la tabla 4.14.

4.4.4. Otras variables utilizadas en el estudio

A continuación abordamos las variables que hacen referencia a la "otra información". Como ya hemos indicado, la primera de ellas, la que es útil para la predicción de los resultados anormales, vamos a medirla a partir de la expresión (57) para los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995][53]:

$$v_{1t,j} = f_{t,j}^{t+1} - r_{t,j} \cdot bv_{t,j} - \omega_{10,t} - \omega_{11,t} x_{t,j}^{a} - \omega_{12,t} bv_{t,j}$$

El cálculo de esta "otra información" requiere estimar previamente los parámetros necesarios del LIM. Por ello hasta 1992, primer año en que es posible dicha estimación, no podremos proceder a su cómputo. Como hemos visto en la tabla 4.8, en el periodo 1993-1999 disponemos de toda la información contable y de predicciones de resultados de analistas en 603 casos. A ellos le añadimos 94 predicciones de analistas que disponemos del año 1992, lo que totalizan 697 predicciones de resultados por parte de los analistas, que permiten calcular la primera variable de la "otra información" en 697 casos. Esta información del año 1992 es imprescindible para poder estimar el parámetro de persistencia de la "otra información" por primer vez en el año 1993 a través de la autoregresión $v_{1t,j} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t-1,j} + \varepsilon_{3t,j}$.

[53] El modelo de Ohlson [1995] supone una contabilidad insesgada, por lo que la expresión con la que calcularemos la "otra información" coincide con la expresión (57), tomando ω_{12}=0.

La segunda de las variables de la "otra información", la que es relevante para la predicción del patrimonio contable, va a ser medida a partir de la expresión (45):

$$v_{2t,j} = bv_{t,j}^{t+1} - \omega_{20,t} - \omega_{22,t} bv_{t,j}$$

En la expresión (44) vimos que:

$$bv_{t,j}^{t+1} = bv_{t,j} + f_{t,j}^{t+1} - (1 + g_t) d_{t,j}$$

Por ello, además de la primera estimación en 1992 de los parámetros necesarios del LIM, de los datos contables y de las predicciones de los analistas, necesitamos las expectativas de pago de dividendos para el próximo. El procedimiento que vamos a seguir para obtener un valor de estas expectativas es el de considerar que las empresas que no han pagado dividendos en el periodo t, tampoco van a pagar dividendos en el momento t+1, esto es, $E_t\left[d_{t+1}\right] = 0$. Para el resto de casos, se considera un crecimiento esperado en los mismos igual a la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todas los casos de la muestra que pagan dividendos[54]. Esta mediana se calculará con todos los datos disponibles hasta el momento t. De esta forma: $(1 + g) = mediana\left(\frac{d_t}{d_{t-1}}\right)$

La tabla 4.15 resume los cálculos realizados para obtener una estimación del crecimiento esperado en los dividendos. El primer periodo en el que se va a medir la variable "otra información" es 1992, por lo que es en este año cuando comenzamos a calcular la mediana del crecimiento. En total disponemos de 672 datos sobre el pago de dividendos en dos periodos consecutivos en el periodo 1991-1999. De estos 672 casos, en 185 no se pagaron dividendos y en 487 sí que se pagaron.

Los resultados muestran que las empresas tienden a aumentar ligeramente los dividendos por acción en el tiempo, con un crecimiento mediano en torno al 5-6% en cada uno de los años. Sólo en 1993 y 1994 se mantienen

[54] Los datos sobre los dividendos por acción han sido debidamente ajustados por la existencia de desdoblamiento de acciones.

mayoritariamente constantes, debido a que en torno al 56% de los casos se pagaron los mismos o menores dividendos. En nuestra opinión, este hecho está en consonancia con los resultados obtenidos en la tabla 4.14. En ella vimos que en los años 1992 y 1993 la economía española estuvo en un periodo de recesión y las empresas obtuvieron menores resultados. Por ello, en los años siguientes tuvieron que contener el pago de dividendos. Por último, merece la pena destacar que se produce un aumento de los dividendos en alrededor de un 60% de los casos de empresas que han pagado dividendos, y el porcentaje de casos de empresas que no pagan dividendos se sitúa en torno al 30% del total.

Tabla 4.15. Cálculo del crecimiento esperado en los dividendos del próximo periodo

T: Periodo para el que se calcula el crecimiento esperado en los dividendos; $(1+g_T)$: Mediana del ratio d_t/d_{t-1} con la información sobre el pago de dividendos por acción que comprende el periodo 1991-T; N_1: Número de casos de empresas que pagan dividendos y en los que se ha podido calcular el ratio d_t/d_{t-1} en el periodo 1991-T; N_1+: Número de casos en los que aumenta el dividendo por acción, esto es, el ratio $d_t/d_{t-1}>1$; N_1=: Número de casos en los que el dividendo por acción se mantiene constante ($d_t/d_{t-1}=1$); N_1-: Número de casos en los que disminuye el dividendo por accón ($d_t/d_{t-1}<1$); N_2: Número de casos que no pagan dividendos en el periodo 1991-T

T	$(1+g_T)$	N_1	N_1+	N_1=	N_1-	N_2
1992	1,0625	51	28	16	7	12
1993	1,0000	103	45	29	29	44
1994	1,0000	156	68	47	41	80
1995	1,0027	216	108	62	46	104
1996	1,0526	283	160	71	52	128
1997	1,0556	352	203	89	60	147
1998	1,0588	420	251	103	66	167
1999	1,0620	487	299	113	75	185

Una vez hemos obtenido los valores del crecimiento de los dividendos, podemos calcular las expectativas de pago de dividendos para el próximo periodo en cada año del periodo 1992-1999, esto es, $(1+g_t)d_t$, y con ello las expectativas del patrimonio contable para el próximo periodo en cada año del periodo 1992-1999, expresión (44): $bv_{t,j}^{t+1} = bv_{t,j} + f_{t,j}^{t+1} - (1+g_t)\,d_{t,j}$.

En total, disponemos de 685 datos sobre dividendos en el periodo 1992-1999: los 603 casos necesarios para calcular los valores intrínsecos en el periodo 1993-1999 (ver tabla 4.8) y 82 casos previos del año 1992, necesarios

para poder estimar el factor de persistencia de la segunda variable de la "otra información" en 1993 a través de la regresión basada en la cuarta ecuación del LIM de Feltham y Ohlson[1995]: $v_{2t,j} = \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t-1,j} + \varepsilon_{4t,j}$. En todos estos casos disponemos también del patrimonio contable y de predicciones de resultados de los analistas, por lo que podremos calcular 685 predicciones del patrimonio contable para el próximo periodo a partir de dicha expresión (44), y 685 datos de la segunda de las variables de la "otra información".

La tabla 4.16 resume la estadística descriptiva de las predicciones de los resultados, dividendos y patrimonios contables[55]. Los resultados muestran tendencias crecientes en los valores de las variables, lo que muestra el tamaño creciente de las empresas que cotizan en el mercado continuo. Merece la pena destacar los errores de predicción, que se muestran en el panel B de la tabla. Así, se confirma el optimismo de los analistas en las predicciones de resultados, ya que son, en promedio, un 8,40% superiores a los valores posteriormente observados. Sin embargo, las predicciones de dividendos y del patrimonio contable son insesgadas, pues se obtienen errores de predicción cercanos a cero.

Como ya se preveía, las predicciones del patrimonio contable y los dividendos, con errores absolutos de predicción del 15,07% y 21,75% respectivamente, son más precisas que la predicción de resultados de los analistas, con un error absoluto del 38,61%. Esto se debe a que el comportamiento de los dividendos es más previsible que el de los resultados contables, siendo la predicción del patrimonio contable resultado de la aplicación de la relación del excedente limpio.

A su vez, uno de los objetivos de la tesis es comparar los valores de mercado observados en el mercado con los valores intrínsecos calculados con toda la información disponible, por lo que también necesitamos los datos sobre los precios de mercado de las acciones de las empresas de la muestra.

[55] No podemos mostrar la estadística descriptiva de las variables de la "otra información" ya que estas variables dependen de las estimaciones de los parámetros del LIM. De este modo, hasta que no realicemos estas estimaciones en la primera parte del estudio empírico, no tendremos calculados sus valores.

Tabla 4.16. Estadística descriptiva de las predicciones a un año del resultado, de los dividendos y del patrimonio contable

f_t^{t+1} : predicción de los analistas en el periodo t del resultado del periodo (t,t+1); $(1+g_t)d_t$: predicción en el periodo t de los dividendos del periodo t+1, realizada según el crecimiento mediano histórico de los dividendos; bv_t^{t+1} : predicción en el periodo t del patrimonio contable del periodo t+1, realizada bajo el cumplimiento de la relación del excedente limpio, y con las predicciones de resultados y dividendos.

PANEL A: Estadística descriptiva por año

	f_t^{t+1}			$(1+g_t)d_t$			bv_t^{t+1}		
t	**N**	**Media**	**Mediana**	**N**	**Media**	**Mediana**	**N**	**Media**	**Mediana**
1992	94	38,31	9,88	82	29,13	6,98	82	547,02	169,47
1993	91	41,14	8,37	91	21,92	4,02	91	545,00	164,81
1994	83	62,40	16,39	83	23,93	3,57	83	628,55	216,84
1995	82	77,06	20,70	82	27,35	5,29	82	664,81	216,33
1996	84	81,24	22,21	84	32,13	7,35	84	809,80	206,09
1997	89	84,34	24,78	89	34,88	7,03	89	814,80	213,62
1998	94	94,82	27,27	94	38,44	8,08	94	843,17	223,08
1999	80	132,20	32,39	80	40,64	8,48	80	1084,19	248,10

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

PANEL B: Estadística descriptiva del periodo conjunto 1992-1999

Error Medio Predicción: Media del error relativo cometido en la predicción de las variables, calculado en función de la diferencia entre la predicción en el periodo t y el valor observado en el periodo t+1, con t=1992-98: $(1/N)\sum_{j=1}^{N}\left(a_{t,j}^{t+1}-a_{t+1,j}\right)/\left|a_{t+1,j}\right|\cdot 100$; Error Absoluto Predicción: Media en términos absolutos del error cometido en la predicción: $(1/N)\sum_{j=1}^{N}\left|a_{t,j}^{t+1}-a_{t+1,j}\right|/\left|a_{t+1,j}\right|\cdot 100$

1992-1999	f_t^{t+1}	$(1+g_t)d_t$	bv_t^{t+1}
Observaciones	697	685	685
Media	75,56	31,06	741,12
Mediana	20,68	6,31	212,62
Máximo	2022,95	665,24	16502,72
Mínimo	-120,24	0	-45,33
Desviación Típica	202,22	82,29	1800,65
Asimetría	5,22	4,65	4,97
Curtosis	35,05	26,62	31,12
Error Medio Predicción	8,40%	0,30%	-1,86%
Error Absoluto Predicción	38,61%	21,75%	15,07%

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

La tabla 4.17 resume la estadística descriptiva de los valores de mercado que van a ser utilizados para comparar los 603 valores intrínsecos de las

empresas que obtendremos en el estudio. A su vez, incluimos el patrimonio contable con objeto de compararlo con el precio de mercado y obtener una visión previa del grado de conservadurismo de la contabilidad. Debemos indicar que los valores de mercado se han calculado como el producto del número de acciones que componen el capital social de la empresa por el precio de una acción al cierre del ejercicio, menos el valor contable de las acciones propias. Este ajuste debe realizarse para no infravalorar el patrimonio contable y los valores intrínsecos. Es decir, en el patrimonio contable no hemos incluido las acciones propias, por lo que los valores intrínsecos y el patrimonio contable reflejan el valor total de las acciones emitidas por las empresas y que no se encuentran en su cartera. Por ello, el valor de mercado debe reflejar sólo el valor de las acciones que hemos tomado como referencia[56]. Por último el cociente entre precios y patrimonio muestran un valor del ratio P/bv superior a uno en todos los periodos, siendo su valor medio en torno a 2. Se observa asimismo un incremento de dicho ratio en los últimos años de la década, como consecuencia, fundamentalmente de la gran subida de los precios de mercado durante estos últimos años.

Tabla 4.17. Estadística descriptiva del valor de mercado y del valor contable

t: periodo considerado; N: número de valores de mercado y patrimonios contables; $P_{t,j}$: valor de mercado de la empresa j en el periodo t; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $P/bv_{j,t}$: ratio valor de mercado-valor contable de la empresa j en el periodo t

		$P_{t,j}$		$bv_{t,j}$		$P/bv_{t,j}$	
t	**N**	**Media**	**Mediana**	**Media**	**Mediana**	**Media**	**Mediana**
1993	91	739,03	186,94	525,78	161,00	1,48	1,24
1994	83	721,26	273,08	590,07	197,76	1,73	1,31
1995	82	842,30	211,00	615,09	191,71	1,41	1,11
1996	84	1.167,12	259,87	760,69	195,56	1,62	1,27
1997	89	1.450,56	410,05	765,34	201,63	2,58	1,83
1998	94	1.983,16	477,70	786,80	199,29	3,21	2,14
1999	80	2.672,91	424,28	992,62	222,72	2,31	1,73
1993-1999	603	1.365,79	323,55	717,48	198,77	2,07	1,52

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

[56] Siendo estrictos, lo correcto hubiera sido hallar el valor de mercado como el producto del precio de una acción por el número de acciones emitidas que no se consideran como propias. Sin embargo, aunque tenemos información sobre el valor contable de las acciones propias, no hemos tenido acceso a su número, por lo que no ha sido posible aplicar este método.

CAPÍTULO 5 RESULTADOS DEL ESTUDIO EMPÍRICO

En este apartado vamos a analizar los resultados obtenidos en el estudio empírico, que comprende tres partes fundamentales. En la primera de ellas, abordamos el vínculo predictivo, comprobando la validez del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] a través del contraste sobre si los valores estimados de los parámetros del mismo están dentro de los intervalos supuestos. A su vez, analizamos la capacidad predictiva de los resultados anormales de cada uno de los modelos propuestos. En una segunda parte tratamos el vínculo valorativo, analizando la capacidad de los modelos propuestos a la hora de valorar las acciones. En este sentido, aceptamos la hipótesis de eficiencia del mercado y estudiamos la desviación de los valores intrínsecos con respecto a los precios de mercado. Así podremos clasificar los modelos en función de su capacidad para explicar los precios de mercados observados. Posteriormente, estudiamos la capacidad predictiva de los distintos modelos a la hora de predecir las rentabilidades de mercado futuras. Si los precios tienden en el tiempo hacia los valores intrínsecos podremos obtener rentabilidades anormales aprovechando la mala valoración temporal por parte del mercado de las acciones cotizadas. Finalmente, analizamos la sensibilidad de los resultados al deflactor utilizado y a la inclusión de interceptos en las regresiones.

5.1. Resultados del vínculo predictivo: contrastación empírica del LIM de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

La primera parte del estudio está destinado a contrastar la validez empírica de la estructura del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]. En este sentido, el LIM se cumplirá en la muestra de empresas utilizada en el estudio si los valores estimados de sus parámetros se encuentran dentro de los intervalos supuestos por los modelos teóricos de estos autores. Para ello, tendremos en cuenta todas las implicaciones de ambos modelos, considerando todas las ecuaciones y variables introducidas en ellos.

Como se ha ido explicando a lo largo del capítulo anterior, aprovechamos al máximo toda la información disponible en cada momento, de manera que

estimamos con datos históricos las ecuaciones del LIM que hacen referencia a la predicción de los resultados anormales y del patrimonio contable en 8 ocasiones, con datos desde 1991 (inicio del periodo muestral) hasta cada año del periodo 1992-1999. Estas estimaciones nos permiten analizar si la realidad empírica observada durante esta década nos permite confirmar aspectos tales como si los resultados de las empresas tienden a su resultado considerado como normal o si el LIM recoge adecuadamente la posibilidad de que los activos operativos estén valorados mediante principios contables conservadores.

A su vez, la estimación de estas ecuaciones nos permitirá medir las variables de la "otra información" en el periodo 1992-1999. Así, también podremos evaluar el comportamiento histórico de estas variables en 7 ocasiones, con datos desde 1992 (primer dato de la "otra información") hasta cada año del cierre 1993-1999. Estas estimaciones nos ayudarán a comprender las persistencias de las "otras informaciones", variables fundamentales de los modelos Feltham-Ohlson, pero comúnmente ignoradas en la literatura previa. Puesto que sólo disponemos de la estimación de todos los parámetros desde el año 1993, éste será el primer año de referencia en las tablas que presentamos a continuación.

5.1.1. Resultados del contraste del LIM de Ohlson [1995]

La contrastación empírica de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995] mediante la utilización de datos históricos nos lleva a la estimación de la persistencia del resultado anormal a partir de la regresión (51), en la que incluimos un intercepto que capte el efecto medio de variables omitidas y deflactamos las variables por el patrimonio contable para reducir los inconvenientes del efecto escala:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t}$$

La tabla 5.1 nos muestra los resultados de las estimaciones de esta ecuación en cada uno de los años 1993-1999, lo que nos permite contrastar la primera de las hipótesis, que en su forma alternativa era:

H1: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores teóricos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reversión a la media.

Debemos indicar que el número de observaciones incluidas en la regresión es de 708 a pesar de disponer de 834 resultados anormales. Esto es así porque para que una observación entre en la regresión se necesitan dos resultados anormales consecutivos. Los resultados rechazan la hipótesis nula H1, pues el parámetro de persistencia es significativamente distinto de cero en cada uno de los años considerados con un p-valor inferior al 1%, alcanzado un valor en torno a 0,75. Además, el test de Wald y el test LR indican que también es significativamente distinto de 1 a ese mismo nivel en todos los años considerados excepto en el primero.

Tabla 5.1 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (51) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el año T: $\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t}$

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$

T=Periodo	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	R^2	N	Wald	LR
1993	1,78	0,92***	0,64	177	0,90	1,87
1994	0,15	0,62***	0,53	265	37,13***	73,92***
1995	0,67*	0,71***	0,53	350	24,09***	55,23***
1996	0,47	0,76***	0,52	439	18,19***	41,27***
1997	0,54*	0,73***	0,48	528	26,83***	59,56***
1998	0,67**	0,75***	0,45	622	23,70***	53,30***
1999	0,71**	0,77***	0,47	708	23,94***	55,04***

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

En cuanto a la comparación de esta persistencia en el resultado anormal de las empresas españolas con los obtenidos en otros países, debemos mencionar que el valor obtenido en nuestro país es similar, aunque ligeramente

superior a los estimados para Estados Unidos, Japón y Suecia (véase tablas 2.3). En nuestra opinión esto puede estar indicando tres cosas:

- En el entorno español, y en comparación con otros países, es factible mantener durante un periodo de tiempo mayor resultados anormales positivos. Es decir, las fuerzas competitivas logran eliminar los resultados anormales, pero en un intervalo temporal relativamente largo.

- El conservadurismo en la contabilidad española puede que sea superior al de los otros países estudiados. Recordemos que debido al conservadurismo es posible mantener resultados anormales positivos de manera indefinida.

- La bajada en los tipos de interés a lo largo de la década de los 90 ha hecho posible una reducción en los gastos financieros de muchas empresas, lo que ha mejorado sus cuentas de resultados y les ha permitido mantener sus resultados anormales con mayor facilidad.

Una vez estimados los valores de los parámetros ω_{10} y ω_{11} podemos medir la variable "otra información" en el periodo 1992-1999 a través de la expresión (52):

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

donde $\hat{\omega}_{10,t}$ y $\hat{\omega}_{11,t}$ son los valores estimados del intercepto y de la persistencia del resultado anormal en la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995], y cuyos valores podemos observar en la tabla 5.1.

La tabla 5.2 muestra la estadística descriptiva de la "otra información". Como se puso de manifiesto en la tabla 4.16, disponemos de 697 observaciones de predicciones de beneficios de los analistas en el periodo 1992-1999, por lo que podremos calcular la "otra información" en estos mismos 697 casos. Podemos apreciar una tendencia positiva en esta variable, de manera que los analistas otorgan, por término medio, un mayor valor del resultado anormal del próximo periodo que el contenido en la serie histórica de resultados anormales. Esto podría estar indicando la existencia de alguna de las 3 características antes mencionados (conservadurismo, efecto retardado de las fuerzas competitivas, bajada en tipos de interés), o también nos podría estar mostrando una tendencia optimista en las predicciones de resultados de los analistas.

Tabla 5.2. Estadística descriptiva de la "otra información" del modelo de Ohlson [1995]

t: periodo en el que se mide la "otra información"; N: número de casos de la "otra información" ; $v_{1t,j}$: "otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada mediante la expresión (52): $v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x_{j,t}^{a}$, donde $\hat{\omega}_{10}$ y $\hat{\omega}_{11}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en la Tabla 5.1. La tabla refleja la media y la mediana de la "otra información" por año y en el periodo conjunto, así como el número de casos en los que el signo de esta variable es positivo y negativo.

		$v_{1t,j}$		Signo de $v_{1t,j}$	
t	**N**	**Media**	**Mediana**	**Positivo**	**Negativo**
1992	94	6,96	3,49	64	30
1993	91	10,93	0,96	50	41
1994	83	7,09	0,99	48	35
1995	82	8,69	1,07	49	33
1996	84	0,90	0,85	50	34
1997	89	9,95	2,51	62	27
1998	94	14,26	2,85	68	26
1999	80	49,89	4,89	67	13
1992-1999	697	9,82	2,01	458	239

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros

Tras la medición de la "otra información", la estimación de su factor de persistencia supone adaptar al estudio empírico la segunda ecuación del LIM de Ohlson [1995]. Esto nos lleva a analizar los resultados de regresar la ecuación (53):

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3t}$$

La tabla 5.3 contiene los resultados de estas estimaciones y nos permite contrastar la segunda hipótesis:

H2: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Los resultados se muestran conforme a lo previsto por Ohlson [1995], de manera que los efectos de la “otra información” no perduran de manera indefinida en el tiempo. Los valores obtenidos varían entre 0,16 y 0,40 pero no son tan estables en el tiempo como lo era el parámetro de persistencia del

resultado anormal. Se observa un aumento progresivo en la persistencia de la "otra información", lo que puede deberse a la mejoras en las expectativas de resultados de las empresas españolas durante la segunda mitad de la década, una vez superado el periodo de recesión.

Los coeficientes estimados son significativos en todos los años, si bien en 1994 sólo lo es al 10%, de manera que se rechaza la hipótesis nula de que la persistencia de la "otra información" sea cero. A su vez, los contrastes sobre la persistencia permanente de la "otra información" (test de Wald y test LR) también rechazan la hipótesis nula de que $\gamma_1 = 1$ con p-valores inferiores al 1% en todos los casos. Estos resultados confirman la hipótesis 2.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Tabla 5.3 - Resultados de la estimación de la segunda ecuación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (53) con información de la "otra información" que va desde el año 1992 hasta el año T: $\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3t}$; $v_{1t,j}$: "Otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (52): $v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x_{j,t}^{a}$, donde $\hat{\omega}_{10}$ y $\hat{\omega}_{11}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en la Tabla 5.1; $x_{j,t}^{a}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: γ_1=1; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: γ_1=1

T=Periodo	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	R^2	N	Wald	LR
1993	-0,41	0,40**	0,13	89	8,84***	22,99***
1994	-0,28	0,16*	0,06	172	75,51***	169,54***
1995	-0,25***	0,20**	0,08	249	79,66***	175,15***
1996	-0,17	0,21**	0,06	328	82,54***	206,60***
1997	-0,15	0,22***	0,06	407	89,79***	231,08***
1998	-0,13	0,26***	0,08	493	93,15***	251,97***
1999	-0,13	0,34***	0,10	573	76,96***	220,78***

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

La comparación de estos valores con la literatura internacional nos indica la existencia de parámetros similares, si bien en España son algo inferiores (véase tabla 2.3). Esta menor persistencia de la "otra información" en España puede estar indicando una mayor riqueza y calidad de la información

proporcionada por las empresas y por los analistas que operan en el mercado español en comparación con el mercado estadounidense y sueco, de manera que sus predicciones son rápidamente asimiladas por el mercado, por lo que su efecto presenta una rápida reversión a cero. Esto podría deberse al reducido tamaño del mercado español, lo que hace más fácil a los analistas su seguimiento[57].

Finalmente, la última hipótesis a contrastar relacionada con el modelo de Ohlson [1995] hace referencia a la posibilidad de que la estructura de un solo retardo temporal que impone el LIM de este modelo no sea suficiente para modelizar el comportamiento futuro del resultado anormal.

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

Para analizar la importancia de retardos posteriores se realiza la regresión de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995], pero incluyendo hasta cinco retardos del resultado anormal, expresión (54):

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x^a_{j,t-2}}{bv_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x^a_{j,t-3}}{bv_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x^a_{j,t-4}}{bv_{j,t-1}} + e'_{t+1}$$

Los resultados son concluyentes, aceptándose la estructura uniretardo del modelo de Ohlson [1995] (véase tabla 5.4). Ni el coeficiente de determinación ajustado aumenta de manera significativa cuando incluimos varios retardos (de hecho el de un solo retardo es el que obtiene mayor R^2), ni los coeficientes asociados a los retardos superiores a uno aparecen como significativos, salvo el segundo y tercer retardo y sólo en alguna de las 5 regresiones. Este resultado es similar al obtenido por Dechow, Hutton y Sloan [1999] y Ota [2002], pero contrario a los de Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] y Morel [1999].

En definitiva, la conclusión obtenida en el caso español en cuanto al contraste del LIM de Ohlson [1995] está en concordancia con lo establecido en

[57] Según el trabajo de Chang, Khanna y Palepu [2000], los analistas cometen errores de predicción bajos para las empresas españolas en comparación con 48 paises. Concretamente el error cometido es del 0,100; encontrándose menores errores únicamente en Estados Unidos (0,023), Irlanda (0,051), Reino Unido (0,053), Suráfrica (0,086), Canadá (0,087) y Holanda (0,090).

el modelo de este autor, puesto que todos los parámetros observados se encuentran dentro de los límites supuestos por el mismo. No obstante, su capacidad para predecir los resultados anormales futuros, estimar los valores intrínsecos y predecir la rentabilidad de mercado futura de manera adecuada es otra cuestión. Más adelante hacemos referencia a estos aspectos.

Tabla 5.4 - Resultados de la estimación multiretardo de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (54) con información del resultado anormal de los periodos 1991-1999:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x^a_{j,t-2}}{bv_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x^a_{j,t-3}}{bv_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x^a_{j,t-4}}{bv_{j,t-1}} + e'_{t+1}$$

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; nret: Número de retardos incluidos en la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión

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

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

5.1.2. Resultados del contraste del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La estimación de la primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995] nos permite analizar la persistencia del resultado anormal y el conservadurismo contable en un entorno en el que se tiene en cuenta la posibilidad de que los activos de las empresas estén valorados bajo unos principios contables conservadores. Esta estimación se realiza con la información histórica de la ecuación (56), en la que se incluye un intercepto que capte el efecto medio de variables omitidas y se deflactan las variables por el patrimonio contable para reducir los inconvenientes del efecto escala:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1}$$

En la tabla 5.5 podemos ver los resultados de las estimaciones en cada uno de los años del periodo 1992-1999, y que nos permiten contrastar las dos siguientes hipótesis:

H4: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11}, está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.

H5: El parámetro de conservadurismo, esto es, el coeficiente ω_{12}, es significativo y presenta un valor positivo.

Tabla 5.5 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (56) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el T:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12}\frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1}$$

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	R^2	N	Wald	LR
1993	2,81***	0,84***	-0,0908***	0,69	177	4,00**	7,59***
1994	0,21	0,55***	-0,0429***	0,55	265	46,34***	84,27***
1995	0,70**	0,67***	-0,0260***	0,54	350	31,77***	62,10***
1996	0,52	0,73***	-0,0188***	0,52	439	22,67***	46,95***
1997	0,57*	0,72***	-0,0099	0,48	528	29,64***	60,47***
1998	0,68**	0,75***	-0,0002	0,45	622	24,18***	50,87***
1999	0,70**	0,77***	0,0028	0,47	708	24,13***	53,06***

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

Las conclusiones en cuanto al parámetro de persistencia del resultado anormal son exactamente las mismas que vimos en el contraste del modelo de Ohlson [1995] (tabla 5.1). Así, este parámetro es significativo y está comprendido dentro de sus límites teóricos de 0 y 1 con p-valores inferiores al 1%.

En cuanto al parámetro de conservadurismo, la evidencia es contraria a los supuestos de Feltham y Ohlson [1995], puesto que dicho parámetro presenta valores negativos y significativos hasta el periodo 1996. Este resultado es

similar al obtenido en la literatura internacional, puesto que en Estados Unidos sistemáticamente los diferentes trabajos han obtenido valores negativos y significativos de este coeficiente. No obstante, a partir de 1997 la evidencia obtenida es menos fuerte, puesto que el coeficiente presenta valores cercanos a cero, incluso positivo en 1999, no siendo significativamente distinto de cero en ninguno de estos últimos años. Por ello, en estos últimos años aceptaríamos la hipótesis de Ohlson [1995] en cuanto a la existencia de una contabilidad insesgada.

La evidencia obtenida puede tener varias explicaciones. Primero, si pensamos que el LIM de Feltham y Ohlson [1995] está bien especificado, indicaría que la contabilidad española, lejos de ser conservadora, esté basada en principios contables agresivos. Ciertamente, no creemos que esta posibilidad se ajuste al sistema contable español. En segundo lugar, es posible que el modelo de Feltham y Ohlson [1995] no recoja adecuadamente el efecto del conservadurismo contable. Esto sí parece más factible, pues recoger todo el efecto del conservadurismo en único parámetro puede ser una limitación importante[58]. Por último, y como siempre que se aplica un modelo teórico, es posible que este resultado también se deba a errores de medida en las variables o errores en la metodología empleada. En nuestra opinión, que un único parámetro recoja todos los posibles efectos del conservadurismo y que además éste sea el mismo para todas las empresas dentro de un mismo año, es una limitación muy importante en la aplicación empírica del modelo de Feltham y Ohlson [1995].

La metodología empleada nos permite medir la primera de las variables de la "otra información" tras la estimación de los parámetros ω_{10}, ω_{11} y ω_{12} a través de la expresión (57):

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

donde $\hat{\omega}_{10,t}$, $\hat{\omega}_{11,t}$ y $\hat{\omega}_{12,t}$ son los valores estimados del intercepto, de la persistencia del resultados anormal y del conservadurismo contable en la

[58] Esta posibilidad están en la línea de lo indicado por Lundholm [1995] y Bauamn [1999]. En el capitulo segundo de revisión de la literatura dedicamos el epígrafe 2.2.2.3 a los estudios que han indagado sobre el parámetro de conservadurismo de Feltham y Ohlson [1995].

primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995], y cuyos valores podemos observar en la tabla 5.5.

La tabla 5.6 nos describe la evolución en el tiempo de los valores resumen de la primera de las variables de la "otra información". De nuevo, como ya se indicó anteriormente, disponemos de 697 predicciones de beneficios de los analistas en el periodo 1992-1999, por lo que podremos calcular la "otra información" en estos mismos 697 casos. Los resultados son similares a los vistos en el contraste del LIM de Ohlson [1995] presentando la "otra información" valores aún más positivos. Las causas de esta evidencia son claras: si el parámetro de conservadurismo presenta valores negativos, entonces la información sobre los resultados anormales contenida en la serie histórica estará deprimido, puesto que el patrimonio contable pondera con signo negativo. Es decir, el patrimonio contable afecta negativamente al resultado anormal esperado por lo que habrá mayor diferencia entre la predicción de los analistas y la del modelo histórico.

Tabla 5.6. Estadística descriptiva de la "otra información" relevante para la predicción de los resultados anormales en el modelo de Feltham y Ohlson [1995]

t: periodo en el que se mide la "otra información"; N: número de casos de la "otra información"; $v_{1t,j}$: "otra información" de la empresa j en el periodo t calculada mediante la expresión (57) $v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t}bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^{a} - \hat{\omega}_{12,t}bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$, $\hat{\omega}_{11}$ y $\hat{\omega}_{12}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en la Tabla 5.5. La tabla refleja la media y la mediana de la "otra información" por año y en el periodo conjunto, así como el número de casos en los que el signo de esta variable es positivo y negativo.

		$v_{1t,j}$		Signo de $v_{1t,j}$	
t	**N**	**Media**	**Mediana**	**Positivo**	**Negativo**
1992	94	52,44	18,30	91	3
1993	91	55,35	23,34	82	9
1994	83	32,42	9,61	76	7
1995	82	24,87	6,22	71	11
1996	84	15,61	5,41	75	9
1997	89	17,76	4,88	78	11
1998	94	14,43	2,88	68	26
1999	80	16,95	4,06	65	15
1992-1999	697	29,13	7,81	606	91

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros

Una vez disponemos de la "otra información" útil para predecir los resultados anormales futuros, la estimación de su factor de persistencia supone regresar la ecuación (58):

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3j,t}$$

La tabla 5.7 contiene los resultados de estas estimaciones, y nos permite contrastar la siguiente hipótesis:

H6: El parámetro de la persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Tabla 5.7 - Resultados de la estimación de la tercera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados dela estimación de la regresión (58) con información de la "otra información" desde el año 1992 hasta el año T: $\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3j,t}$

$v_{1t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el resultado anormal de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (57): $v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t}bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^{a} - \hat{\omega}_{12,t}bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$, $\hat{\omega}_{11}$ y $\hat{\omega}_{12}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en la Tabla 5.6; $x_{j,t}^{a}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: γ_1=1; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: γ_1=1

T=Periodo	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	R^2	N	Wald	LR
1993	-1,62*	0,46***	0,37	89	28,86***	48,00***
1994	-0,12	0,34***	0,27	172	93,18***	155,47***
1995	-0,20**	0,39***	0,28	249	84,85***	165,77***
1996	-0,12	0,41***	0,25	328	80,87***	177,96***
1997	-0,12	0,40***	0,23	407	96,27***	219,39***
1998	-0,11	0,41***	0,24	493	98,38***	252,17***
1999	-0,09	0,42***	0,25	573	107,74***	287,98***

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

Los resultados son los esperados: la persistencia de la "otra información" presenta valores positivos y significativos, rechazándose que presente sus valores extremos de 0 y 1 con p-valores inferiores al 1%. Los valores obtenidos son superiores a los que obtuvimos en el contraste del LIM de Ohlson [1995] (tabla 5.3). Esto puede deberse a que la "otra información" cobra mayor importancia en el LIM debido a los resultados contradictorios en cuanto a la influencia del conservadurismo contable.

El modelo de Feltham y Ohlson [1995] introduce el patrimonio contable como variable relevante en la predicción de los resultados anormales. Por ello, es necesario incluir esta variable en la dinámica lineal de la información, lo que Feltham y Ohlson [1995] tienen en cuenta en la segunda y cuarta ecuación de su LIM.

Como se ha indicado en el apartado 4.1.3.2, la metodología aplicada en la presente tesis implica, en primer lugar, el cálculo de una tasa de crecimiento estable de todas las empresas de la economía española a través del crecimiento medio histórico del PIB. Esta tasa de crecimiento nos indica lo que debería crecer, en promedio, una empresa española. En un segundo paso, medimos la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable, ajustando este crecimiento general de la economía española a la información específica que se dispone de cada empresa individual.

La tabla 5.8 muestra los resultados obtenidos al calcular la media del crecimiento del PIB de España desde 1986 (año de entrada en la Comunidad Económica Europea) hasta el año estudiado. Para ser coherentes con las estimaciones del resto de parámetros, mostramos los resultados desde el primer año en el que somos capaces de calcular todos los parámetros del LIM.

La observación del crecimiento del PIB es coherente con los ROEs observados en la tabla 4.14. Así, durante 1992 y 1993 la economía española estaba en recesión por lo que es lógico pensar que las expectativas de crecimiento de las empresas españolas eran menores. Sin embargo, conforme avanzaba la década la economía española se fue mostrando mucho más dinámica y esto se vio reflejado en mayores ROEs y en mayores expectativas de crecimiento de la economía. Nuestro parámetro ω_{22} recoge este efecto y además es inferior a (1+r) en todos los casos de la muestra. Recordemos que esta

condición era indispensable para que el valor de la empresa no fuera infinito, por lo que la metodología propuesta confirma la séptima de las hipótesis:

H7: El parámetro de crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores teóricos de [1, 1+r]

Tabla 5.8. Estimación de los parámetros de la segunda ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La segunda ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995] nos indica la siguiente evolución del patrimonio contable: $bv_{t+1,j} = \omega_{20} + \omega_{22} bv_{t,j} + v_{2t,j} + \varepsilon_{2t+1,j}$.

ω_{20}=0 en todo el periodo; ω_{22}: uno más el crecimiento medio del PIB español desde 1986 hasta el año t (en tanto por uno); $v_{2t,j}$: "otra información" útil para la predicción de los resultados anormales futuros; t: periodo en el que se estiman los parámetros; G_{PIB}: tasa de crecimiento del PIB en el periodo t (en tasas porcentuales); min (1+r): valor mínimo de uno más el coste de capital en la muestra de empresas de este estudio para cada uno de los años (véase tabla 4.11)

t	G_{PIB}	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	min (1+r)
1993	-1,00%	-	1,0143	1,0789
1994	2,38%	-	1,0162	1,0602
1995	2,76%	-	1,0181	1,0720
1996	2,44%	-	1,0190	1,0447
1997	4,03%	-	1,0216	1,0403
1998	4,13%	-	1,0238	1,0285
1999	4,10%	-	1,0255	1,0354

Como se indica en el apartado 4.1.3.2, una vez se dispone de la estimación del crecimiento a largo plazo de la economía, calculamos la segunda variable de la "otra información" de cada empresa en cada periodo a través de la expresión (60), en la que a la predicción concreta del patrimonio contable de una empresa se le resta el patrimonio contable que debería tener si creciera al ritmo de la economía española. Esta diferencia nos estaría indicando aspectos específicos del crecimiento de cada una de las empresas de la muestra:

$$v_{2j,t} = bv_{j,t}^{t+1} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t}$$

donde $\hat{\omega}_{20,t}$ y $\hat{\omega}_{22,t}$ toman los valores reflejados en la tabla 5.8.

La tabla 5.9 nos informa de la evolución temporal de esta variable. Dado que disponemos de 685 observaciones de predicciones del patrimonio contable

a un año (véase tabla 4.16), medimos la "otra información" relevante para la predicción del patrimonio contable en esos mismos casos. Los resultados obtenidos indican que, salvo en los años de recesión (1992-1993), las expectativas de crecimiento de las empresas del mercado continuo eran claramente superiores a las de la economía española en su totalidad, con crecimientos esperados en torno al 10% durante la segunda mitad de la década.

Tabla 5.9. Estadística descriptiva de la "otra información" relevante para la predicción del patrimonio contable futuro en el modelo de Feltham y Ohlson [1995]

t: periodo en el que se mide la "otra información"; N: número de casos de la "otra información"; $v_{2t,j}$: segunda variable de la "otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada mediante la expresión expresión (60): $v_{2j,t} = bv_{j,t}^{t+1} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{20,t}$ y $\hat{\omega}_{22,t}$ son los parámetros estimados que se muestran en la Tabla 5.8. La tabla refleja la media y la mediana de la segunda variable de la "otra información" por año y en el periodo conjunto, así como el número de casos en los que el signo de esta variable es positivo y negativo.

		$v_{2t,j}$		Signo de $v_{2t,j}$	
t	**N**	**Media**	**Mediana**	**Positivo**	**Negativo**
1992	82	1,39	-0,53	39	43
1993	91	11,70	1,51	53	38
1994	83	28,92	9,03	74	9
1995	82	38,58	11,10	75	7
1996	84	34,66	9,21	74	10
1997	89	32,93	11,05	83	6
1998	94	37,65	11,11	85	9
1999	80	66,26	15,15	75	5
1992-1999	685	31,28	8,01	558	127

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros

Una vez disponemos de los valores de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable, la estimación de su factor de persistencia supone regresar la ecuación (61):

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

La tabla 5.10 contiene los resultados de estas estimaciones, que nos permite contrastar la última de las hipótesis sobre el modelo de Feltham y Ohlson [1995]:

H8: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Tabla 5.10 - Resultados de la estimación de la cuarta ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La siguiente tabla muestra los resultados dela estimación de la regresión (61) con información de la "otra información" desde el año 1992 hasta el año T: $\frac{v_{2j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{20}\frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{4j,t}$

$v_{2t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (60): $v_{2j,t} = bv_{j,t}^{t+1} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{20,t}$ y $\hat{\omega}_{22,t}$ son los parámetros que se muestran en la Tabla 5.8; bv_t^{t+1}: predicción del patrimonio contable realizada en función del cumplimiento de la relación del excedente limpio y de la predicción del resultado de los analistas financieros; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\gamma_1=1$; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: $\gamma_1=1$

T=Periodo	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$	R^2	N	Wald	LR
1993	1,04	0,79***	0,35	82	1,33	3,10*
1994	0,03	0,38***	0,13	165	22,19***	53,55***
1995	0,12	0,51***	0,18	243	15,33***	44,17***
1996	0,19	0,64***	0,29	323	14,10***	38,89***
1997	0,24	0,77***	0,39	404	8,54***	23,02***
1998	0,28	0,84***	0,47	490	5,18**	14,35***
1999	0,30	0,90***	0,52	570	2,96*	8,00***

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

Los resultados son los previstos en el modelo teórico de Feltham y Ohlson [1995], ya que la persistencia está comprendida entre sus valores extremos de cero y uno. Se rechaza que sea cero al 1% en todos los casos. A su vez se rechaza que sea igual a 1 también al 1% salvo en 1993, año en el que no se rechaza al 10% la hipótesis nula de que $\gamma_1=1$ según el estadístico de Wald y sólo se rechaza al 10% esta misma hipótesis según el estadístico del test LR. En 1999 también se rechaza sólo al 10% esta hipótesis según es test de Wald.

Puesto que es la primera vez que tenemos constancia de que se haya contrastado el procedimiento aquí utilizado para medir el parámetro de crecimiento del patrimonio contable a través del crecimiento medio de la economía española, y la segunda variable de la "otra información" a través de dicho crecimiento, y las predicciones de dividendos y beneficios, no podemos comparar estos resultados con los obtenidos en otras investigaciones. No obstante, en nuestra opinión, la inestabilidad en los valores del parámetro γ_2, que varía desde 0,38 hasta 0,90 según los años considerados, puede deberse a que tras la salida de la economía española de la recesión de 1992-1993 la información sobre un crecimiento de las empresas del mercado superior al de la economía fueron demasiado optimistas y no se cumplieron en todos los casos. Recordemos que la predicción del patrimonio contable se calcula en función de la relación del excedente limpio y la predicción de beneficios de los analistas, siendo ésta última generalmente optimista como vimos anteriormente. Por ello, esa información pudo ser mucho más transitoria que la información obtenida durante el final de la década de los 90, que presentó un ambiente de crecimiento mucho más favorable para las empresas españolas. En cualquier caso, en nuestra opinión la elevada persistencia de la "otra información" nos está indicando claramente la importancia de incluirla en el análisis.

En definitiva, el contraste del LIM de Feltham y Ohlson [1995] se muestra en contra de los supuestos teóricos establecidos en este modelo. Aunque las tres últimas ecuaciones se muestran en consonancia con el modelo de estos autores, mostrando la relevancia e importancia de tener en cuenta todas las variables de la "otra información", la primera de ellas se muestra en contra de los supuestos básicos del modelo. Así, si la principal diferencia entre el modelo de Ohlson [1995] y el de Feltham y Ohlson [1995] es la consideración del conservadurismo contable, este factor muestra valores negativos y significativos en la mayoría de los años. Por ello, es probable que esta evidencia contraria lleve a los modelos de Feltham y Ohlson [1995] a predecir resultados anormales y valores de las empresas de manera deficiente en comparación con el modelo de Ohlson [1995], todo ello a pesar de los buenos resultados obtenidos en la medición de la dos variables de la "otra información". Esto es así porque un parámetro ω_{12} negativo implica una reducción del resultado anormal esperado cuando hay expectativas de crecimiento en la empresa. No creemos que ésta sea la realidad empírica de las empresas españolas.

5.1.3. Errores de las predicciones del resultado anormal basadas en los modelos de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995]

A continuación vamos a analizar la capacidad de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] a la hora de predecir los resultados anormales, tanto a corto como a largo plazo. Para ello, no sólo examinamos los modelos más completos que tienen en cuenta todos los aspectos teóricos de ambos modelos, sino que también consideramos modelos mucho más sencillos que representan casos particulares de los anteriores. En definitiva, analizamos los 10 modelos desarrollados en el capítulo 3.

A) Errores de predicción de los resultados anormales a corto plazo

Las tablas 5.11 y 5.12 recogen los errores de predicción a 1 año cometidos por cada uno de los modelos considerados. La primera recoge el sesgo en las predicciones, de manera que podremos comprobar si los modelos sistemáticamente infravaloran o sobrevaloran el resultado anormal del próximo periodo. La hipótesis formulada en su forma alternativa es:

H9: Los modelos predicen el resultado anormal del próximo periodo de forma sesgada, es decir, la media y mediana de los errores de predicción son significativamente distintas de cero.

Los resultados muestran errores de predicción negativos en todos los modelos, de forma que se infravaloran los resultados anormales a 1 año. Los contrastes sobre si la media o mediana de los errores de predicción de cada uno de los modelos es igual a cero rechazan la hipótesis nula de predicción insesgada, puesto que al 1% todos los modelos presentan errores medios y medianos significativamente distintos de cero, tanto si el contraste es bilateral como unilateral[59]. Este resultado tiene dos implicaciones importantes: o bien los analistas no incorporan toda la información disponible sobre las empresas, ya que cometen errores sistemáticos en las predicciones de resultados anormales, o bien el resultado considerado como normal es demasiado elevado.

[59] En el contraste bilateral la hipótesis alternativa hace referencia a que los errores de predicción son distintos de cero. Sin embargo, en el contraste unilateral realizado, la hipótesis alternativa que hemos considerado es que el error de predicción es negativo.

Ahora bien, dentro de esta infravaloración, habrá modelos que realicen la predicción de una manera menos sesgada que el resto. En este sentido, esperamos que los modelos que tienen en cuenta la "otra información" medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas presenten menos sesgos. Esto nos lleva a contrastar la primera parte de la siguiente hipótesis:

H10: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es una variable relevante en la predicción del resultado anormal futuro, pues los modelos que la consideran realizan predicciones a un año menos sesgadas y más exactas que el resto de modelos que no la tienen en cuenta.

BIBLIOTECA VIRTUAL

Como se observa en la tabla 5.11 los errores obtenidos en los modelos que consideran la "otra información" (modelos 4 a 7 y modelos 9 y 10) son muy inferiores a los de los otros modelos. Los contrastes de igualdad de medias y medianas entre los errores de los primeros frente al resto de modelos rechazan en todos los casos esta igualdad, con p-valores inferiores al 5% (véase el panel C de la tabla 5.11). De esta forma, las predicciones que utilizan información sobre los analistas son las menos sesgadas. El peor de los modelos resulta ser el 8, qué está basado en Feltham y Ohlson [1995] pero ignora las variables de la "otra información". Este resultado era esperado, puesto que la estimación del parámetro de conservadurismo ω_{12} no estaba dentro de los límites supuestos por estos autores, pues presentaba un valor negativo indicativo de menores resultados anormales para las empresas con mayor patrimonio neto. Esto le lleva a infravalorar de forma importante el resultado anormal futuro.

En cuanto a los tres primeros modelos, no parece que considerar que el resultado anormal es meramente transitorio o permanente sea aceptable, pues se cometen errores elevados, en torno al 2-3% del patrimonio contable. No obstante, el orden jerárquico que se observa entre estos tres modelos en los distintos contrastes de medias y medianas es el siguiente (panel C de la tabla 5.11): en primer lugar el modelo de resultados anormales transitorios, seguido por el de reversión a la media ajustado por la inclusión de un intercepto y por último el de resultados permanentes.

Una vez se ha observado evidencia a favor de los modelos que incluyen la "otra información", la tabla 5.12 nos sirve para contrastar la segunda parte de la hipótesis, es decir, si las predicciones son más ajustadas en estos modelos.

Tabla 5.11. Sesgos de las predicciones del resultado anormal a un año

t=1993-1998; $E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$: Predicción del resultado anormal del próximo periodo para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis (véase apéndice XX); $x^a_{t+1,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t,t+1); $f^{a,t+1}_{t,j}$: Predicción del resultado anormal de la empresa j para el periodo (t, t+1) basada en las predicciones de resultados de los analistas en el momento t; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; MPE: Error medio de predicción; Mediana PE: Mediana de la serie de errores de predicción; N: número total de errores de predicción calculados; $\hat{\omega}_{10,t}$, $\omega_{11,t}$ y $\hat{\omega}_{12,t}$: parámetros del LIM de los modelos Feltham-Ohlson. En los modelos basados en Ohlson [1995] estos parámetros toman un valor igual a los coeficientes estimados en la regresión (51), siendo sus valores los indicados en la tabla 5.1 para el periodo 1993-1998. En los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] toman los valores de los coeficientes estimados en la regresión (56), cuyos valores podemos consultar en la tabla 5.5 para el periodo 1993-1998.

BIBLIOTECA VIRTUAL

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$	MPE	Mediana PE	N
1	0	-0,0178***	-0,0218***	496
2	$x^a_{t,j}$	-0,0307***	-0,0189***	496
3	$\hat{\omega}_{10,t}+\hat{\omega}_{11,t}x^a_{t,j}$	-0,0266***	-0,0195***	496
4-5-6-7	$f^{a,t+1}_{t,j}$	-0,0078***	-0,0096***	496

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Modelo	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$	MPE	Mediana PE	N
8	$\hat{\omega}_{10,t}+\hat{\omega}_{11,t}x^a_{t,j}+\hat{\omega}_{12,t}bv_{t,j}$	-0,0529***	-0,0408***	496
9	$f^{a,t+1}_{t,j}$	-0,0078***	-0,0096***	496
10	$f^{a,t+1}_{t,j}$	-0,0078***	-0,0096***	496

PANEL C: Estadísticos t del contraste de igualdad de medias y medianas entre las series de errores de predicción de dos modelos

La parte superior derecha de la tabla muestra el estadístico t del contraste de igualdad de medias entre los dos modelos. La parte inferior izquierda (en cursiva) muestra el estadístico z del contraste de igualdad de medianas. La hipótesis nula hace referencia a que la diferencia entre la media (mediana) de la serie de errores de predicción del modelo de la segunda columna y de la primera fila es cero.

Ranking	Modelo	4-5-6-7-9-10	1	3	2	8
1º	**4-5-6-7-9-10**	---	2,05**	6,46***	7,21***	13,84***
2º	**1**	*-2,28***	---	1,67*	2,09**	6,29***
3º	**3**	*-6,7****	*1,16*	---	2,70***	21,44***
4º	**2**	*-8,29****	*-0,06*	*-1,98***	---	11,86***
5º	**8**	*-15,33****	*-5,99****	*-18,65****	*-13,59****	---

En los tres paneles: * Significativamente distinto de cero al 10% **Al 5% ***Al 1%

Los resultados muestran de nuevo que son los modelos que incluyen la "otra información" basada en las predicciones de resultados de los analistas los que mejor predicen los resultados anormales. Los contrastes de igualdad de medias y medianas muestran que las diferencias con respecto a los otros modelos son significativas al 1% en todos los casos. Tras estos modelos se encuentran los modelos 2 y 3 (el de resultados permanentes y el que incluye un intercepto). Las diferencias entre estos dos modelos no son significativas ni en media ni en mediana. Por último, los dos peores modelos son el basado en Feltham y Ohlson [1995] que ignora las variables de la "otra información" (modelo 8) y el de resultados anormales transitorios (modelo 1), que sí presentan diferencias significativas en medias y medianas entre sí y con los demás.

En definitiva, se acepta la hipótesis de que la "otra información" medida a través de las predicciones de beneficios de los analistas es relevantees a la hora de predecir los resultados anormales a 1 año, tanto en el contexto del modelo de Ohlson [1995] como el de Feltham y Ohlson [1995]. El resto de modelos presenta mayores sesgos y menor exactitud, si bien un modelo de resultados anormales permanentes describe mejor la realidad empírica de las empresas españolas a corto plazo que un modelo de resultados anormales transitorios. En cuanto a la comparación entre el modelo de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] que ignoran la variable "otra información" (modelos 3 y 8) pero incluyen un intercepto que capta su efecto medio, el primero supera claramente al segundo. El motivo de este último resultado es el contradictorio parámetro de conservadurismo encontrado en la muestra.

Podemos comparar estos errores de predicción con los errores del trabajo de McCrae y Nilsson [2001], que también utilizan el patrimonio contable como deflactor. Los resultados indican que los errores en España son sensiblemente inferiores a los obtenidos en el mercado sueco, que eran aproximadamente un 0,090 del patrimonio contable, lo que indica la mayor facilidad de los analistas financieros en realizar predicciones en el mercado español. Tal vez el reducido tamaño del mercado español y el gran seguimiento que hacen los analistas de nuestras empresas sea la causa que subyace en este resultado[60].

[60] Chang, Khanna y Palepu [2000] muestran que las empresas españolas son seguidas por una media de 22,73 analistas, sólo superada de entre 48 paises, por Alemania (32,40), Estados Unidos (30,23), Holanda (29,73) y Francia (23,20).

Tabla 5.12. Exactitud de las predicciones del resultado anormal a un año

t=1993-1998; $E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$: Predicción del resultado anormal del próximo periodo para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis y que pueden observarse en el apéndice XX; $x^a_{t+1,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t, t+1); $f^{a,t+1}_{t,j}$: Predicción del resultado anormal de la empresa j para el periodo (t,t+1) basada en las predicciones de resultados de los analistas en el momento t; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; MAPE: Error medio absoluto de predicción; Mediana APE: Mediana de la serie de errores absolutos de predicción; N: número total de errores de predicción calculados; $\hat{\omega}_{10,t}$, $\omega_{11,t}$ y $\hat{\omega}_{12,t}$: parámetros del LIM de los modelos Feltham-Ohlson. En los modelos basados en Ohlson [1995] estos parámetros toman un valor igual a los coeficientes estimados en la regresión (51), siendo sus valores los indicados en la tabla 5.1 para el periodo 1993-1998. En los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] toman los valores de los coeficientes estimados en la regresión (56), cuyos valores podemos consultar en la tabla 5.5.

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$	MAPE	Mediana APE	N
1	0	0,0887	0,0596	496
2	$x^a_{t,j}$	0,0582	0,0320	496
3	$\hat{\omega}_{10,t}+\hat{\omega}_{11,t}x^a_{t,j}$	0,0591	0,0365	496
4-5-6-7	$f^{a,t+1}_{t,j}$	0,0457	0,0255	496

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Modelo	$E_t\left[x^a_{t+1,j}\right]$	MAPE	Mediana APE	N
8	$\hat{\omega}_{10,t}+\hat{\omega}_{11,t}x^a_{t,j}+\hat{\omega}_{12,t}bv_{t,j}$	0,0760	0,0500	496
9	$f^{a,t+1}_{t,j}$	0,0457	0,0255	496
10	$f^{a,t+1}_{t,j}$	0,0457	0,0255	496

PANEL C: Estadísticos t del contraste de igualdad de medias y medianas entre las series de errores absolutos de predicción de dos modelos

La parte superior derecha de la tabla muestra el estadístico t del contraste de igualdad de medias entre los dos modelos. La parte inferior izquierda (en cursiva) muestra el estadístico z del contraste de igualdad de medianas. La hipótesis nula hace referencia a que la diferencia entre la media (mediana) de la serie de errores de predicción del modelo de la segunda columna y de la primera fila es cero.

Ranking	Modelo	4-5-6-7-9-10	2	3	8	1
1º	**4-5-6-7-9-10**	---	-6,21***	-6,80***	-11,58***	-12,13***
2º	**2**	*5,86****	---	-0,85	-10,95***	-8,38***
2º	**3**	*7,2****	*1,41*	---	-12,34***	-9,49***
4º	**8**	*11,91****	*10,74****	*11,98****	---	-3,62***
5º	**1**	*11,93****	*8,98****	*10,50****	*3,88****	---

En el panel C: * Medias (medianas) Significativamente distintas al 10% **Al 5% ***Al 1%

B) Errores de predicción a largo plazo

A continuación evaluamos el comportamiento de las predicciones a largo plazo realizadas por cada uno de los modelos. En este sentido, la primera de las hipótesis a contrastar se refiere a que si bien a corto plazo considerar que los resultados anormales son transitorios (modelos 1 y 4) supone cometer grandes errores de predicción, a largo plazo la tendencia debería revertir por dos motivos: las fuerzas competitivas llevarán a anular los resultados anormales de las empresas hacia cero, y la dificultad en predecir resultados a un plazo de tiempo mayor puede provocar que estimar que sean cero sea lo más apropiado. Sin embargo, los modelos de resultados permanentes (modelos 2, 5 y 6) debe comportarse de manera inversa: a muy corto plazo puede ser apropiado suponer que la empresa mantiene el resultado anormal, pero esta situación no puede mantenerse de manera indefinida en el tiempo.

Concretamente, la hipótesis a contrastar es:

H11: Los modelos que toman un valor $\omega_{11}=0$ presentan grandes errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen mejor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media. Sin embargo, los modelos que toman un valor $\omega_{11}=1$ presentan pequeños errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen peor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media.

Los resultados de los errores absolutos de predicción se muestran en la tabla 5.13. La primera parte de la hipótesis H11 se cumple claramente, puesto que los modelos 1 y 4 son de los peores en las predicciones a 2 años, pero terminan siendo los mejores al final de los 6 años de predicción. Es más, mientras que el resto de modelos cometen, como es lógico, errores mayores conforme aumenta el horizonte de predicción, estos dos modelos son los únicos que cometen menos errores conforme aumenta dicho horizonte. De esta forma, suponer que los resultados anormales han revertido totalmente al cabo de 5-6 años parece ser la mejor predicción posible. Además, en el sexto año se observan grandes diferencias en la exactitud de los modelos utilizados, de forma que puede realizarse una clasificación bastante acertada de la utilidad de los mismos en las predicciones en los horizontes más largos.

Tabla 5.13. Panel A: Exactitud de las predicciones del resultado anormal a largo plazo

t=1993-1998; τ=2-6 años; $E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$: Predicción del resultado anormal a τ años para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis, y que se muestran en la tabla 4.4 y en el apéndice XX; $x^a_{t+\tau,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t+τ-1, t+τ); N: número total de errores de predicción calculados.

Entre paréntesis aparece la posición jerárquica del modelo.

Modelo	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1	0,0877 (8)	0,0833 (3)	0,0820 (2)	0,0822 (2)	0,0802 (1)
2	0,0807 (6)	0,1003 (6)	0,1152 (6)	0,1372 (6)	0,1716 (6)
3	0,0787 (5)	0,0865 (5)	0,0892 (4)	0,0977 (4)	0,1249 (5)
4	0,0877 (8)	0,0833 (3)	0,0820 (2)	0,0822 (2)	0,0802 (1)
5	0,0656 (1)	0,0772 (2)	0,0899 (5)	0,1024 (5)	0,1201 (4)
6	0,0824 (7)	0,1043 (9)	0,1319 (7)	0,1715 (7)	0,3012 (10)
7	0,0687 (2)	0,0767 (1)	0,0769 (1)	0,0812 (1)	0,0929 (3)
8	0,1115 (10)	0,1373 (10)	0,1683 (10)	0,2153 (10)	0,2742 (9)
9	0,0758 (3)	0,1018 (7)	0,1368 (8)	0,1828 (8)	0,2416 (7)
10	0,0763 (4)	0,1042 (8)	0,1403 (9)	0,1882 (9)	0,2555 (8)
N	395	306	222	142	65

Los modelos 1 a 7 están basados en Ohlson [1995]. Los tres primeros ignoran la "otra información": el 1 supone que los resultados anormales son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el 2 que los resultados anormales son permanentes $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=x^a_t$, mientras que el 3 es una combinación lineal de los dos casos extremos mencionados. Los modelos 4 a 6 incorporan la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos: el modelo 4 supone que el resultado anormal y la "otra información" son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el modelo 5 supone que una de estas dos variables es permanente y la otra transitoria $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=f^{a,t+1}_t$, y el modelo 6 supone que ambas variables son permanentes. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. Los modelos 3 y 7 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (51) y (53), y cuyos valores estimados podemos observarlos en las tablas 5.1 y 5.3. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (56), (58), (61), y a través de la estimación del crecimiento del patrimonio contable en función del crecimiento del PIB. Los resultados de estas estimaciones pueden verse en las tablas 5.5, 5.7, 5.8 y 5.10.

TABLA 5.13 - PANEL B: Diferencias entre los modelos

La tabla muestra el estadístico t del contraste cuya hipótesis nula hace referencia a la igualdad de medias entre las series de errores de predicción de los dos modelos analizados.

Modelo	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1 vs. 2	1,62	-3,06***	-5,13***	-5,45***	-4,77***
4 vs. 5	6,08***	1,52	-1,77*	-3,69***	-4,23***
2 vs. 5	5,30***	5,38***	5,37***	4,89***	3,98***
3 vs. 7	3,60***	3,18***	3,32***	2,99***	2,76***
8 vs. 9	10,28***	8,37***	5,55***	3,10***	1,81*
9 vs. 10	-2,24**	-4,17***	-3,19***	-1,51	-2,09**
7 vs. 9	-5,99***	-10,19***	-12,73***	-12,24***	-8,72***

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

En cuanto a la segunda parte de la hipótesis H11, los modelos que tienen en cuenta una persistencia total del resultado anormal se comportan mal en todos los horizontes de predicción, cometiendo grandes errores de predicción. Así, los modelos 2 y 6 cometen un error elevado a 2 años, pero más que duplican ese error en el sexto año. Y el modelo 6 que supone doble persistencia, tanto de los resultados anormales como de la "otra información", es uno de los que obtiene peores resultados.

Para contrastar formalmente la hipótesis H11 realizamos el contraste de diferencias de medias de las series de errores absolutos de predicción. Concretamente, si ignoramos la "otra información" contrastamos la diferencia de medias entre los modelos 1 (transitoriedad) y 2 (permanencia). Si incluimos la "otra información", comparamos el modelo 4 (transitoriedad) con el 5 (permanencia). El modelo 6 no lo incluimos en el análisis pues es el caso extremo de resultados anormales y "otra información" permanente, y siempre presenta mayores errores que el modelo 5, por lo que si existen diferencias a largo plazo entre el modelo 4 y 5, lo habrá también entre el 4 y el 6. El panel B de la tabla 5.13 muestra los contrastes de diferencias entre estos modelos. En los horizontes más cercanos, hasta 3 años, los modelos persistentes 2 y 5 presentan menos errores que los temporales 1 y 4, si bien esa diferencia no es siempre significativa. Sin embargo, a partir del tercer año, son los modelos 1 y 4 los que

presentan menos errores de manera significativa[61]. En definitiva, parece confirmarse la hipótesis 11, al menos parcialmente, lo que es consistente con el modelo de Ohlson [1995].

Otra de las hipótesis a contrastar que corroboraría la importancia de una de las principales aportaciones de los trabajos de Feltham-Ohlson es la introducción en el análisis de las variables de la "otra información":
H12: Los modelos que incluyen las variables de la "otra información" predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos que no la incluyen.

Para contrastar esta hipótesis vamos a comparar el caso general de Ohlson [1995] que ignora la "otra información" pero incluye un intercepto como subrogado de la misma (modelo 3), con el modelo general que incluye las predicciones de resultados de los analistas como subrogado de la misma (modelo 7). A su vez, podemos comparar los casos persistentes que incluyen e ignoran la "otra información", esto es el modelo 2 con el 5. En el caso de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] se trataría de comparar los modelos 8, 9 y 10.

Como se obseva en la tabla 5.13, la comparación de los resultados de los modelos 3 y 7 es concluyente. El modelo 7 se comporta relativamente bien en todos los horizontes de predicción, estando siempre entre los mejores modelos que logran predecir el resultado anormal futuro. Este hecho lo corroboran los contrastes de diferencias de medias entre las series de errores de predicción absolutos de ambos modelos, rechazando la hipótesis de igualdad de medias a niveles inferiores al 1% en todos los horizontes temporales (estadísticos t entre 2,76 y 3,60). Idénticos resultados, sino más robustos, se encuentran al comparar el modelo 2, que ignora la "otra información", con el modelo 5, si bien en ambos se considera permanencia en el resultado. En el caso de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], también se llega a la misma conclusión al comparar el modelo 8 (que ignora las dos variables de la "otra información") con el 9 (que incorpora la primera de ellas), puesto que éste último presenta

[61] Nótese que, tal y como está construido el panel B la tabla 5.13, un t-estadístico positivo indica que los errores del primer modelo son superiores al del segundo, mientras que un t-estadístico negativo indica lo contrario.

menor error absoluto de predicción de manera significativa en todos los horizontes considerados. Sin embargo, incluir la segunda variable de la "otra información" no parece ser útil, puesto que la comparación entre los modelos 9 y 10 (éste último incluye las dos variables de la "otra información") resulta favorable al modelo 9, si bien la diferencia de medias no es significativa al 10% en el año quinto, y lo es sólo al 5% en el segundo y sexto año.

Por otro lado, la hipótesis H13 establece:

H13: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

Los resultados de la tabla 5.13 no sólo no muestran evidencia a favor de esta hipótesis, sino que llevan a rechazarla como hipótesis nula, puesto que son los modelos de Feltham y Ohlson [1995] los que presentan peores resultados. Por realizar un contraste formal, comparamos el modelo 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] con el mejor de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], el modelo 9. La diferencia de medias en las series es claramente favorable al modelo 7, a niveles muy inferiores al 1% en todos los horizontes temporales.

En definitiva, incorporar la "otra información" a través de las predicciones de los analistas resulta ser una variable relevante, sin embargo la segunda de las variables de la "otra información", la que es útil para la predicción del patrimonio contable no aporta mejoras significativas a la hora de la predicción de resultados anormales. Este resultado era esperado: recordemos que hemos rechazado el cumplimiento del LIM de Feltham y Ohlson [1995] desde un punto de vista empírico, ya que el parámetro de conservadurismo presenta un valor contrario al establecido. Este parámetro tiene especial influencia en la segunda variable de la "otra información" del modelo 10 (véase la función de expectativas de este modelo) lo que hace que éste sea el peor de los modelos. Esto lleva al fracaso de los modelos de Feltham y Ohlson [1995]; tal y como se observa en la tabla 5.13 son los peores modelos a la hora de la predicción de resultados anormales.

Por último, pretendemos obtener una mejor visión de la reversión a la media de los resultados anormales a través de un análisis de carteras. Para ello, formamos en cada año cuatro carteras en función del resultado anormal relativo

(ROE anormal) de cada empresa, siendo la cartera 1 la cartera de menor ROE anormal y la cartera 4 la de mayores valores de esta medida. Pretendemos contrastar la siguiente hipótesis en su forma alternativa:

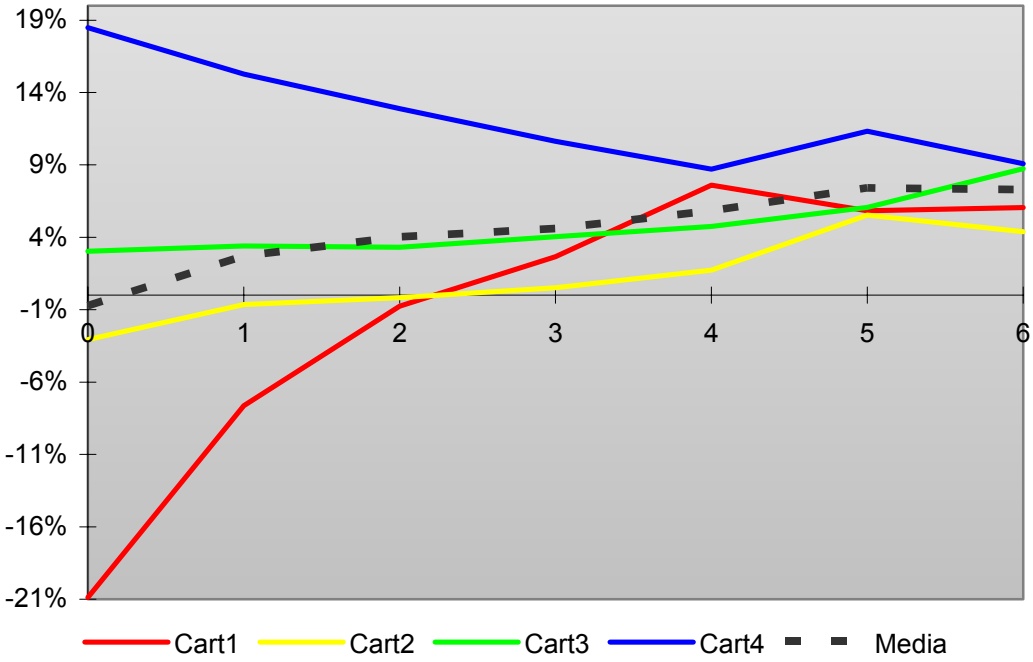
H14: La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo $t+\tau$ de una cartera formada en el periodo t por las empresas con mayores ROEs anormales es superior a la de una cartera formada en el periodo t por las empresas con menores ROEs anormales.

El gráfico 5.1 muestra la evolución de los resultados anormales de las cuatro carteras. Si se cumple la reversión de los resultados anormales a largo plazo, las diferencias entre los resultados anormales de las 4 carteras deben desaparecer en el tiempo. Esto es justo lo observado, puesto que en 4 años la diferencia entre la cartera 1 y 4 se desvanece, no siendo significativa con un p-valor del 34,82%. Es más, las empresas de la cartera 1 van mejorando progresivamente sus resultados anormales, mientras que las de la cartera 4 van empeorando. No obstante, tras los 6 años debemos destacar que la cartera 1 siempre ha sido la que ha obtenido mayores resultados anormales, aunque no sea de forma significativa en los plazos más largos.

El gráfico 5.2 compara la evolución de los resultados anormales media de las cuatro carteras, así como la de las carteras extremas (1 y 4), con la evolución que deberían seguir según distintos valores fijos de persistencia. Esto nos lleva a observar un resultado muy importante que no habíamos tenido en cuenta hasta ahora: si bien la cartera 4 de resultados anormales positivos se aproxima bastante bien a una persistencia media de ω_{11}=0,77 (el valor obtenido en el contraste del LIM de Ohlson [1995], véase tabla 5.1), éste no es el caso de la evolución de la cartera de resultados anormales negativos, puesto que en horizontes temporales cortos presentaría una persistencia negativa (reversión del signo del resultado anormal) para sí aproximarse a ω_{11}=0,77 en plazos más largos. Por ello, la alternativa de considerar que la persistencia de los resultados anormales negativos es la general de ω_{11}=0,77 o ω_{11}=1 lleva a errores de predicción muy elevados. Sin embargo, que los resultados anormales de estas empresas sean transitorios (ω_{11}=0) parece válido desde el punto de vista empírico, al menos a corto plazo. En la cartera de resultados anormales negativos esta alternativa es la que produce los menores errores de predicción.

Gráfico 5.1. Reversión a la media de los resultados anormales extremos

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

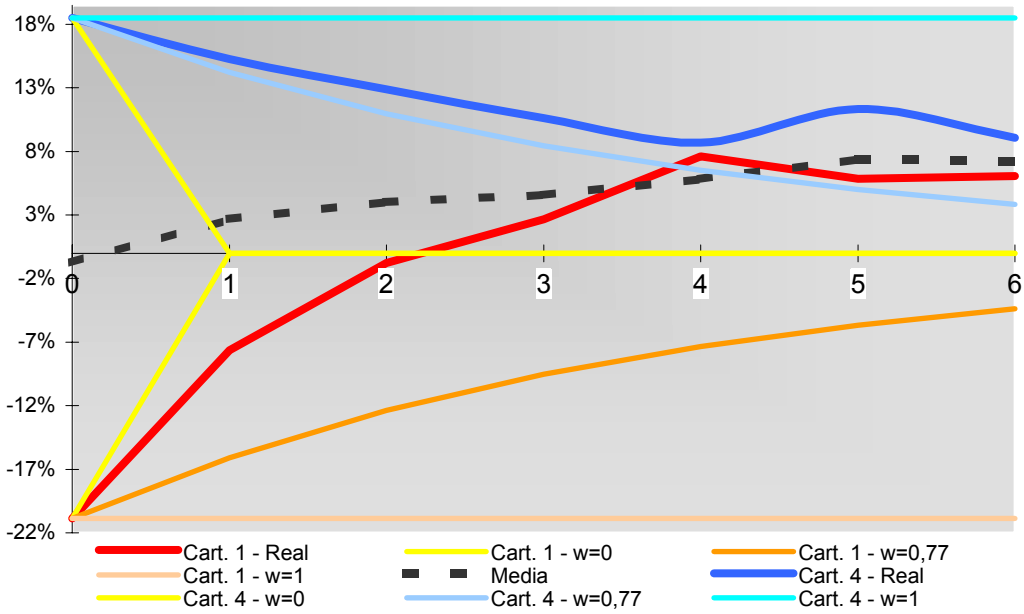


La tabla muestra la ROE anormal medio observado de cada cartera en los años siguientes a su formación. Dif 4-1: Diferencia entre la ROE anormal de la cartera 4 y la 1; P-valor: P-valor del contraste de la hipótesis nula de igualdad de medias de las series de ROEs anormales de las carteras 1 y 4, frente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

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

Nota: Datos del ROE anormal en tantos porcentuales

Gráfico 5.2. Reversión a la media de los resultados anormales extremos



En cada año del periodo t=1993-1998 se forman cuartiles en función del ROE anormal observado en el periodo t. $\left(x^{a}_{t,j}/bv_{t-1,j}\right)$. La cartera 1 está compuesta por las empresas con un menor ROE anormal en el periodo t, mientras que la 4 está compuesta por empresas con mayor ROE anormal. Para cada cartera se calcula la media del ROE anormal de las empresas que componen la misma en el año t y en los años siguientes al año t, hasta 1999. La gráfica muestra la evolución media real en el tiempo de las carteras 1 y 4, así como la evolución futura predicha por un LIM que considera una persistencia temporal (ω=0), permanente (ω=1) e intermedia (ω=0,77). La tabla muestra el ROE anormal medio observado de las carteras 1 y 4 en los años siguientes a su formación, así como la evolución del ROE anormal prevista por el modelo de Ohlson [1995] según los distintos valores de la persistencia (ω). La última columna de la tabla nos indica el error absoluto medio de predicción (MAPE) que hubiéramos cometido mediante la predicción del ROE anormal de cada cartera con los tres parámetros de persistencia considerados (ω =0,ω =0,77,ω =1)

ROE anormal	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6	MAPE
Cartera 1 real	-20,88	-7,63	-0,76	2,66	7,60	5,83	6,05	-
Cartera 1 - ω=0	-20,88	0	0	0	0	0	0	5,09%
Cartera 1 - ω=0,77	-20,88	-16,08	-12,38	-9,53	-7,34	-5,65	-4,35	11,51%
Cartera 1 - ω=1	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	-20,88	23,17%
Cartera 4 real	18,49	15,27	12,88	10,64	8,71	11,34	9,07	-
Cartera 4 - ω=0	18,49	0	0	0	0	0	0	11,32%
Cartera 4 - ω=0,77	18,49	14,24	10,96	8,44	6,50	5,01	3,85	3,15%
Cartera 4 - ω=1	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	18,49	7,17%
Media	-0,73	2,72	4,03	4,61	5,84	7,42	7,29	-

Nota: Datos del ROE anormal en tantos porcentuales

5.2. Resultados del vínculo valorativo

5.2.1. Explicación de los precios de mercado

5.2.1.1. Diferencias entre los valores intrínsecos y los precios de mercado

En este subapartado, una vez calculados los valores intrínsecos de las empresas en el periodo 1993-1999 (mediante las funciones de valoración que vimos en el capítulo tercero de la tesis) utilizando toda la información disponible en cada instante, así como los parámetros del LIM estimados en el apartado anterior (vínculo predictivo), procedemos a evaluar si estos valores calculados se aproximan a los precios observados en el mercado. Concretamente, la primera hipótesis a contrastar es:

H15: El ratio del valor intrínseco con respecto al precio observado no presenta en promedio un valor igual a uno para cada modelo considerado

Los resultados (véase tabla 5.14) indican que, en general, los modelos basados en Feltham-Ohlson infravaloran los precios de mercado. En todos los modelos, excepto el 6, el número de casos con ratio V/P<1 supera con holgura al número de casos con ratio inferior a 1. Este modelo 6 representa el caso de persistencia extrema, tanto del resultado anormal como de la "otra información", lo que le lleva a sobrevalorar la empresa, sobre todo cuando los resultados anormales y la "otra información" son positivos. Ya expusimos los inconvenientes de este modelo cuando lo abordamos en el capítulo tercero.

Sólo en dos casos no se rechaza la hipótesis nula de que el ratio V/P medio es igual a su valor teórico de 1. Estos dos modelos se corresponden con el caso general del LIM de Ohlson [1995], es decir, los que utilizan los valores estimados de la persistencia del resultado anormal y no sus valores extremos de 0 y 1. En el resto de casos, el ratio es significativamente distinto de 1 con un nivel de significatividad del 1%.

Si comparamos los modelos basados en Ohlson [1995] (modelos 1 a 7) con respecto a los de Feltham y Ohlson [1995] (modelos 8 a 10), éstos últimos infravaloran de manera sistemática el valor de la empresa en mayor medida que los primeros. Una vez más, el signo contrario del parámetro de conservadurismo ω_{12} es la causa de este comportamiento.

Tabla 5.14. Valores promedio del ratio V/P

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios observados en el mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año t (t=1993-1999). Las fórmulas empleadas para el cálculo de V pueden observarse en el apéndice XX. Mediana: Valor mediano del ratio V/P; Nº casos V>P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; Nº casos V<P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número total de ratios V/P calculados en 1993-1999 es de 603.

N=603	Media	Mediana	Nº casos V>P	Nº casos V<P
Modelo 1	0,7862***	0,6580***	152	451
Modelo 2	0,7553***	0,7122***	161	442
Modelo 3	0,9504	0,7503***	195	408
Modelo 4	0,7745***	0,6728***	146	457
Modelo 5	0,8457***	0,7732***	176	427
Modelo 6	6,0273***	1,4915***	365	238
Modelo 7	0,9530	0,7608	191	412
Modelo 8	0,5068***	0,3055***	71	532
Modelo 9	0,4745***	0,3500***	69	534
Modelo 10	0,4759***	0,2953***	69	534

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

De hecho, si sólo consideramos el año 1999 (el único en el que dicho parámetro fue positivo) el resultado obtenido cambia drásticamente. En el apéndice XVI están disponibles las tablas más relevantes del vínculo valorativo para, exclusivamente, el año 1999. En ese año la media (mediana) del ratio V/P para los modelos 8, 9 y 10 es respectivamente 1,05 (0,97); 1,11 (0,94); y 1,18 (1,00), respectivamente. En 5 de los 6 contrastes se acepta la hipótesis nula de ratio V/P igual a 1, incluso con niveles de significatividad superiores al 10%. El único caso que se rechaza es el valor medio de 1,18 del modelo 10. Además, presentan aproximadamente el mismo número de errores positivos y negativos, resultando ser junto al modelo 2, los modelos menos sesgados. Por tanto, desde un punto de vista empírico, el parámetro de conservadurismo parece ser el principal problema del modelo de Feltham y Ohlson [1995], puesto que no siempre refleja realmente el conservadurismo contable.

No obstante lo anterior, con independencia del valor del ratio V/P, debemos comprobar si en promedio los valores intrínsecos explican los precios de mercado de forma adecuada. Esto es así porque podemos obtener un ratio V/P medio cercano a 1 porque se compensan ratios muy grandes y muy

pequeños, lo que sería realmente indicativo de la ineficacia del modelo para aproximar los precios. De igual forma, el valor del ratio medio puede estar muy lejano a 1, pero los valores intrínsecos pueden moverse de igual forma que los precios de mercado. Esto sucedería, si por ejemplo, de forma sistemática los costes de capital estimados fueran demasiado elevados. Así V siempre sería inferior a P al estar descontando los resultados anormales a una tasa superior a la que utiliza el mercado, pero sin embargo los cambios de las variables contables en el tiempo producirían los mismos cambios en V y P, de forma que se moverían de forma conjunta.

La tabla 5.15 muestra los resultados de la regresión (62): $\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 + a_1 \frac{V_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + e_{j,t}$. La observación de los R^2 ajustados nos servirá como primera aproximación de la capacidad explicativa de los precios de mercado. A su vez, un modelo sería muy bueno en la captación de la variabilidad de los precios si el intercepto a_0 no fuera significativamente distinto de cero, y el coeficiente del valor a_1 fuera 1 de manera significativa.

En todos los casos, el coeficiente a_1 es significativo al 1%, de forma que, como era de esperar, los valores intrínsecos explican parte de los precios de mercado. Sin embargo, en sólo dos de los modelos (el 9 y el 10) dicho coeficiente presenta un valor significativamente igual a 1 según el test de Wald y el test LR. Estos dos casos se corresponden con los casos de Feltham y Ohlson [1995] que incluyen una o las dos variables de la "otra información". Sin embargo, salvo el modelo 7, el intercepto es significativamente distinto de cero y presenta valores elevados (recordemos que la regresión es en términos relativos, entrando los datos en la regresión por unidad de patrimonio contable). Esto nos está indicando la existencia de variables omitidas en la regresión, es decir, los valores intrínsecos calculados no son capaces por sí solos de explicar la variabilidad de los precios de mercado.

En su conjunto, en nuestra opinión los resultados de la tabla 5.15 nos están indicando lo siguiente. En primer lugar, los modelos 2 y 5 (resultados permanentes) son los que obtienen mayor capacidad explicativa medida a través del R^2 ajustado, si bien un componente elevado de la explicación está contenido en el intercepto. En segundo lugar, el modelo 7, que tiene en cuenta todas las

implicaciones de Ohlson [1995], se comporta relativamente bien, pues es el único que por sí solo puede explicar la variación en los precios y presenta un coeficiente a_1 no demasiado alejado de uno. Por último, los valores intrínsecos de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] logran captar de forma insesgada los movimientos en los precios (a_1=1), pero el hecho de utilizar un parámetro de conservadurismo negativo provoca que éste sea una variable mal incorporada en los modelos. Este parámetro negativo provoca una depresión de los valores intrínsecos que se ve compensada por un valor del intercepto muy elevado en términos relativos.

Tabla 5.15. Capacidad explicativa de los valores intrínsecos

Resultados de la regresión (62) $\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 + a_1 \frac{V_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + e_{j,t}$, donde $V_{j,t}$ es el valor intrínseco estimado de la empresa j en el momento t, para cada modelo considerado en el capítulo tercero de la tesis, y cuya fórmula para cada modelo puede observarse en el apéndice XX.
Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: a_1=1; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: a_1=1. El número de observaciones totales es de 603 empresas/año.

N=603	a_0	a_1	R^2 ajustado	Wald	LR
Modelo 1	-2,13***	3,90***	0,28	92,44***	117,88***
Modelo 2	0,88***	0,76***	0,60	59,98***	84,42***
Modelo 3	0,31**	1,28***	0,37	8,11***	16,08***
Modelo 4	-1,55***	3,22***	0,44	118,15***	193,51***
Modelo 5	0,75***	0,78***	0,61	47,15***	70,90***
Modelo 6	1,93***	0,05***	0,04	5993,94***	1772,64***
Modelo 7	-0,03	1,48***	0,46	24,75***	52,38***
Modelo 8	1,39***	0,85***	0,31	4,20**	8,41***
Modelo 9	1,22***	0,98***	0,42	0,13	0,18
Modelo 10	1,32***	0,92***	0,36	1,90	2,38

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

Una mejor visión de este análisis previo se obtiene al comparar los errores de valoración de cada uno de los modelos considerados. Así podremos clasificar los distintos modelos en cuanto a su habilidad a la hora de proporcionar estimaciones insesgadas y exactas de los precios de mercado.

Concretamente son cuatro las hipótesis que pretendemos contrastar:

H16: El poder explicativo de los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] es mayor que el de los modelos utilizados en investigaciones previas que ignoran la “otra información” o toman valores extremos de sus parámetros.

H17: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado. La segunda de las variables de la "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, es relevante para explicar los precios de mercado.

H18: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson [1995], que no incluyen dicho parámetro.

H19: El resultado contable y la predicción de los analistas proporcionan información adicional al patrimonio contable a la hora de explicar los precios de mercado.

Tabla 5.16. Sesgos en los errores de valoración de los modelos considerados

La tabla muestra los errores de valoración cometidos por cada uno de los modelos, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante del tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MPE: Error de valoración medio; Mediana PE: Mediana de la serie de errores de valoración. Positivos: Número de errores de valoración positivos. Negativos: Número de errores de valoración negativos.

N=603	MPE	Mediana PE	Positivos	Negativos
Modelo 1	-0,2361***	-0,3420***	152	451
Modelo 2	-0,2635***	-0,2878***	161	442
Modelo 3	-0,1478***	-0,2497***	195	408
Modelo 4	-0,2420***	-0,3272***	146	457
Modelo 5	-0,1727***	-0,2268***	176	427
Modelo 6	0,2210***	0,4915***	365	238
Modelo 7	-0,1206***	-0,2392***	191	412
Modelo 8	-0,5661***	-0,6945***	71	532
Modelo 9	-0,5386***	-0,6500***	69	534
Modelo 10	-0,5584***	-0,7047***	69	534

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

La tabla 5.16 presenta los errores de valoración cometidos por cada uno de los modelos. De forma general, los modelos cometen errores de valoración negativos, puesto que, como ya habíamos indicado anteriormente, infravaloran sistemáticamente los precios de mercado. El modelo 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] es el que menos sesgos presenta a la hora de aproximar los precios de mercado. No obstante, esta infravaloración es inferior que la hallada en otros países como Estados Unidos y Suecia, donde se alcanzan infravaloraciones entre 0,22 y 0,37 en el primero (Dechow, Hutton y Sloan [1999, tabla 5]) y entre 0,29 y 0,34 en el segundo (McCrae y Nilsson [2001, tabla 6]). Más adelante, discutimos las posibles causas de este mejor comportamiento de los modelos en España.

El error medio de valoración no informa sobre la insesgadez o no de una variable, pero no nos informa sobre su precisión. Para medir este último aspecto, la tabla 5.17 muestra los errores absolutos de valoración. De nuevo, el modelo 7, junto con el 5 que supone persistencia extrema del resultado anormal o de la "otra información", es el que comete menos errores. Esto parece estar indicando, pues, la superioridad de los modelos basados en Ohlson [1995] que tienen en cuenta la predicción de resultados de los analistas financieros para el cálculo de la "otra información", y presentan parámetros de persistencia altos. Por otra parte, como puede apreciarse en la última columna de la tabla 5.17, no existe un único modelo especialmente útil para valorar a todas las empresas por igual. Así, aunque los modelos 5 y 7 se mostraban como los mejores, numerosas empresas pueden valorarse mejor mediante la consideración de persistencias extremas de cero y uno. A su vez, podemos considerar un hipotético modelo *perfecto* que tomara el valor intrínseco más cercano al precio de mercado de entre los 10 valores intrínsecos calculados. Los errores absolutos de valoración de este hipotético modelo que identifica *a priori* cuál es el mejor modelo para valorar una empresa específica serían mínimos, en torno a 0,16.

Podemos comparar estos errores con los obtenidos en otros estudios internacionales. Así, la aplicación de Dechow, Hutton y Sloan [1999, tabla 5] muestra errores absolutos de valoración superiores a 0,40 en todos los casos; y la aplicación de McCrae y Nilsson [2001] en el mercado sueco indican errores de valoración de 0,49 si no se incorpora la "otra información", o de 0,46 si sí que se incluye. Nuestros modelos 3 y 7, por tanto, mejoran ampliamente las valoraciones del mercado sueco. Este resultado puede deberse a que, como

hemos señalado anteriormente, nuestros analistas realizan mejores predicciones que los analistas suecos. También puede deberse a que el mercado español incorpora toda la información de manera más eficiente. Adicionalmente puede suceder que la metodología propuesta en esta tesis supera a la de los trabajos previos.

Tabla 5.17. Exactitud de las valoraciones de los modelos considerados

La tabla muestra los errores absolutos de valoración cometidos por cada uno de los modelos, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante del tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores absolutos de valoración han sido calculados en términos relativos; MAPE: Error de valoración absoluto medio; Mediana APE: Mediana de la serie de errores absolutos de valoración. <20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es inferior al 20%. >20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es superior al 20%; Mejor: Número de veces que el modelo estudiado proporciona la mejor estimación del precio de mercado de entre todos los considerados.
Entre paréntesis la posición relativa del modelo con respecto al resto de modelos.

N=603	MAPE	Mediana APE	<20%	>20%	MEJOR
Modelo 1	0,4325*** (5)	0,4239*** (6)	138	465	73 (5)
Modelo 2	0,4612*** (6)	0,4019*** (5)	156	447	99 (2)
Modelo 3	0,4227*** (4)	0,3724*** (3)	146	457	75 (4)
Modelo 4	0,4196*** (3)	0,3992*** (4)	144	459	39 (7)
Modelo 5	0,4091*** (2)	0,3515*** (2)	170	433	135 (1)
Modelo 6	0,7655*** (10)	1,0000*** (10)	60	543	69 (6)
Modelo 7	0,3977*** (1)	0,3471*** (1)	159	444	76 (3)
Modelo 8	0,6701*** (8)	0,7231*** (8)	59	544	17 (8)
Modelo 9	0,6491*** (7)	0,6794*** (7)	58	545	7 (10)
Modelo 10	0,6782*** (9)	0,7305*** (9)	54	549	13 (9)
Modelo Perfecto	0,1590***	0,1141***	419	184	603

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

En cuanto a la contrastación de las hipótesis planteadas, los estadísticos de diferencias de medias y medianas de los modelos implicados se muestran en la tabla 5.18. En primer lugar, para verificar la hipótesis H16 comparamos el modelo 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995], con otros modelos más sencillos tenidos en cuenta en la literatura previa, como los modelos 1 y 2, que ignoran la "otra información" y suponen que el resultado anormal es temporal o persiste indefinidamente, respectivamente; y el modelo 5

que incorpora la "otra información" pero considera un parámetro permanente y otro transitorio para los resultados anormales y la "otra información". Los resultados son favorables al modelo 7, y por tanto a lo establecido en la hipótesis H16, salvo en la comparación con el modelo 5. Es decir, si bien rechazamos al 1% la hipótesis nula de igualdad de medias y medianas entre la serie de errores de valoración de los modelos 1 y 2 con respecto al 7, no podemos decir lo mismo entre los modelos 5 y 7 al no encontrarse diferencias significativas al 10% entre la serie de errores absolutos de valoración de ambos modelos y sólo diferencias en media a favor del 7 en la serie de errores de valoración. Por ello, considerar un parámetro de persistencia medio ω_{11}=0,77 o ω_{11}=1, no parece llevar a diferencias significativas en la exactitud de los modelos.

Tabla 5.18. Diferencias entre los modelos

La hipótesis nula hace referencia a la igualdad de medias o medianas entre las series de errores de valoración de los dos modelos analizados. Periodo de tiempo analizado: 1993-1999. Valores intrínsecos calculados: 603; MPE: Error de valoración medio; Mediana PE: Mediana de la serie de errores de valoración; MAPE: Error de valoración absoluto medio; Mediana APE: Mediana de la serie de errores absolutos de valoración. La tabla muestra el estadístico t del contraste. En el caso de los errores absolutos de valoración (MAPE y mediana APE), un valor positivo (negativo) del mismo indica que la media o mediana de los errores de valoración del primer modelo analizado es superior (inferior) al del segundo modelo. En el caso de los errores de valoración (MPE y Mediana PE) el funcionamiento es al contrario, ya que éstos errores son en media de signo negativo para todos los modelos que comparamos (véase tabla 5.17).

N=603	MPE	Mediana PE	MAPE	Mediana APE
Modelo 1 vs. 7	-9,71***	-10,33***	3,52***	8,03**
Modelo 2 vs. 7	-5,50**	-2,55**	4,66***	3,25***
Modelo 5 vs. 7	-2,42***	0,21	0,88	0,26
Modelo 1 vs. 4	1,70*	-2,58***	3,75***	10,42***
Modelo 2 vs. 5	-6,25***	-8,02***	5,24***	6,52***
Modelo 3 vs. 7	-2,03**	0,84	3,64***	4,85***
Modelo 8 vs. 9	-2,28**	-8,88***	3,66***	8,28***
Modelo 9 vs. 10	3,12***	11,69***	-8,28***	-13,48***
Modelo 7 vs. 9	20,09***	17,15***	-18,78***	-15,62***
Modelo 1 vs. 2	1,02	-0,69	-1,82*	0,57
Modelo 1 vs. 5	-2,55**	-3,49***	1,49	2,21**

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

En la segunda de las hipótesis, la H17, pretendemos verificar si la “otra información” es una variable importante. Este es precisamente el resultado que se desprende de la tabla 5.18, puesto que se rechaza que los modelos que no la consideran (modelos 1, 2 y 3) presentan los mismos errores de valoración que los respectivos modelos que sí la consideran (4, 5 y 7). Por tanto, sin lugar a dudas encontramos evidencia del cumplimiento de la hipótesis H17 bajo los modelos de Ohlson [1995]. No sucede lo mismo en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], puesto que el modelo 9, que incorpora la primera de las variables de la "otra información" sí supera significativamente al modelo 8, que la ignora, pero el modelo 10, que incluye las dos variables de la "otra información" funciona significativamente peor que el 9. De nuevo, el parámetro de conservadurismo puede ser el principal causante de este resultado, pues tiene una gran influencia sobre la segunda variable de la "otra información".

En el mismo sentido se muestran los resultados sobre la hipótesis H18. No sólo no se cumple sino que se encuentra la evidencia opuesta, pues los modelos que incluyen el parámetro de conservadurismo (modelos 8, 9 y 10) resultan ser los peores en la valoración. La comparación del mejor de estos tres modelos (el 9) con el modelo 7, que tiene en cuenta todos los aspectos de Ohlson [1995], muestra la clara superioridad de éste último, por lo que a la hora de valorar empresas es más útil considerar un parámetro $\omega_{12}=0$ que incluirlo del modo que lo hacen Feltham y Ohlson [1995]. Parece evidente que el parámetro de conservadurismo negativo obtenido en la estimación del LIM es la causa de este mal comportamiento de los tres modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]. Podemos repetir el análisis obteniendo una visión de la actuación del modelo en 1999, año en el que sí obtuvimos un parámetro de conservadurismo positivo. El apéndice XVI muestra los resultados de las tablas 5.16 y 5.17. Los MPE de los modelos 8-9-10 son respectivamente, 0,0100-0,0515-0,1010; de manera que son los únicos, junto al modelo 2, que proporcionan predicciones insesgadas de los precios de 1999. A su vez, los errores absolutos son 0,4051-0,4078-0,4254 muy inferiores a los obtenidos en todo el periodo 1993-1999, y cercanos a los de los modelos basados en Ohlson [1995] (véase apéndice XVI).

Por último, la hipótesis H19 tiene como objetivo comprobar la afirmación de Myers [1999] acerca de que el patrimonio contable por sí solo es tan útil como modelos que tienen en cuenta otras variables. Así, comparamos el modelo 1, el del patrimonio contable, con modelos más complejos como el 7, que

incorpora el resultado anormal y su predicción. A su vez lo comparamos con modelos tan sencillos como el 2 que incluye el resultado anormal, o el 4 y el 5, que incluye predicciones de beneficios. Los resultados de la tabla 5.18 muestran que no se observan diferencias significativas entre el modelo 1 y el 2, por lo que considerar los resultados anormales como permanentes no es mejor que tomar únicamente el patrimonio contable. Sin embargo, la comparación con los modelos 4, 5 y 7 muestra resultados claramente favorables a la incorporación del resultado anormal y de las predicciones de beneficios de los analistas, ya sea de una forma transitoria o permanente. Por tanto, la evidencia es favorable a la hipótesis H19, no apoyando los datos la afirmación de Myers [1999].

En conclusión, aceptando la hipótesis de eficiencia del mercado, la evidencia más importante obtenida a lo largo de este apartado se refiere al hecho de que no existe un único modelo universal que sirva para valorar adecuadamente todas las empresas. Algunas de ellas se valoran sobre la base de resultados anormales transitorios, otras según unos resultados anormales permanentes, y otras mediante una persistencia intermedia. En todos estos casos, sí parece que incorporar la "otra información" en función de las predicciones de beneficios de los analistas ayuda a la tarea que nos proponemos. Sin embargo, no podemos dar una confirmación de la bondad de los modelos de Feltham y Ohlson [1995] pues el incumplimiento de uno de sus supuestos básicos, el de conservadurismo de la contabilidad, provoca grandes errores de valoración. Así, un único parámetro que refleje todos los efectos del conservadurismo sobre el valor de las empresas no parece adecuado desde un punto de vista empírico.

5.2.1.2. Comparación de los coeficientes estimados en una regresión con los implícitos por los parámetros de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]

En este subapartado vamos a comparar los coeficientes de una regresión de mercado con datos históricos con los coeficientes de la función de valoración de cada uno de los modelos utilizados, que como hemos visto en el capítulo tercero de la tesis dependen de las estimaciones de los parámetros del LIM subyacente a cada uno de ellos o en su defecto a sus valores extremos. Para ello, puesto que tenemos calculados dichos coeficientes para cada empresa, año y modelo, ya que eran imprescindibles para obtener los valores intrínsecos de las

empresas en el periodo 1993-1999, tomamos como valor implícito del coeficiente de valoración la media de las 603 observaciones/año que disponemos para cada uno de los modelos. Estos coeficientes implícitos medios se muestran en la tabla 5.19.

Tabla 5.19. Coeficientes de valoración implícitos en cada uno de los LIMs de los modelos considerados

La tabla muestra el coeficiente medio utilizado para calcular los 603 valores intrínsecos de las empresas en el periodo 1993-1999 según el modelo utilizado. La fórmula general hace referencia a la siguiente expresión: $V_t = d_0 + d_1 bv_t + d_2 x_t^a + d_3 f_t^{a,t+1} + d_4 bv_t^{t+1}$, donde las coeficientes d_i dependen de los parámetros del LIM. Sus expresiones pueden encontrarse en el capítulo tercero de la tesis y en el apéndice XX, y los valores de los parámetros del LIM en los resultados del vínculo predictivo (tablas 5.1 a 5.10). $P_{j,t}$: precio de mercado observado en el cierre del periodo t; $x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal a un año, realizada en función de la predicción del beneficio del consenso de los analistas financieros. bv_t^{t+1}: predicción del patrimonio contable a un año, realizada en función de las predicciones de beneficios y dividendos y del cumplimiento de la relación del excedente limpio.

N=603	d_0	d_1	d_2	d_3	d_4
Modelo 1	0	1	0	0	0
Modelo 2	0	1	11,51	0	0
Modelo 3	31,58	1	2,40	0	0
Modelo 4	0	1	0	0,91	0
Modelo 5	0	1	0	11,51	0
Modelo 6	0	1	-145,96	157,54	0
Modelo 7	17,33	1	-0,90	4,24	0
Modelo 8	32,84	0,11	2,06	0	0
Modelo 9	10,21	0,22	-1,26	4,49	0
Modelo 10	3,09	2,03	-1,26	4,49	-1,77

Evidentemente, los modelos que ignoraban la primera y/o la segunda de las variables de la "otra información" presentan coeficientes nulos sobre las mismas. A su vez, los modelos basados en Ohlson [1995] presentan un valor unitario del coeficiente sobre el patrimonio contable, mientras que los basados en Feltham y Ohlson [1995] modifican este coeficiente (a la baja como ya hemos indicado) para tratar de reflejar el efecto del conservadurismo contable.

Estos coeficientes vamos a compararlos con los coeficientes obtenidos en regresiones en las que utilizamos los precios históricos observados en el mercado. Así podremos comparar los implícitos en el LIM de Feltham-Ohlson

con los observados en los mercados de capitales. Para ello utilizamos la información de las mismas 603 observaciones para las que se han calculado los valores intrínsecos. La tabla 5.20 recoge los resultados de estas estimaciones, según se ignoren o no algunas de las variables relevantes, lo que nos sirve para contrastar la siguiente hipótesis:

H20: Los coeficientes implícitos en los LIM de los modelos de Feltham-Ohlson coinciden con los obtenidos en regresiones que utilizan los precios de mercado observados.

Tabla 5.20. Coeficientes obtenidos en una regresión de mercado

La tabla muestra la información de la tabla 5.19 y los resultados de las estimaciones de las regresiones (63) a (65): $\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = c_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + c_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + c_2 \frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + c_3 \frac{f^{a,t+1}_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + c_4 \frac{bv^{t+1}_{j,t}}{bv_{j,t-1}}$. $P_{j,t}$: precio de mercado observado en el cierre del periodo t; $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $f^{a,t+1}_t$: predicción del resultado anormal a un año, realizada en función de la predicción del beneficio del consenso de los analistas financieros. bv^{t+1}_t : predicción del patrimonio contable a un año, realizada en función de las predicciones de beneficios y dividendos y del cumplimiento de la relación del excedente limpio. Se utilizan los mismos 603 casos en los que hemos podido calcular los valores intrínsecos de las empresas.

Regresión	c_0	c_1	c_2	c_3	c_4	N
(63)	4,74	1,87***	4,02***	-	-	603
Mod. 1	0	1	0	-	-	603
Mod. 2	0	1	11,51	-	-	603
Mod. 3	31,58	1	2,40	-	-	603
Mod. 8	32,84	0,11	2,06	-	-	603
(64)	4,85	1,74***	0,87	5,12***	-	603
Mod. 4	0	1	0	0,91	-	603
Mod. 5	0	1	0	11,51	-	603
Mod. 6	0	1	-145,96	157,54	-	603
Mod. 7	17,33	1	-0,90	4,24	-	603
Mod. 9	10,21	0,22	-1,26	4,49	-	603
(65)	4,36	0,22	0,79	4,42***	1,40	603
Mod. 10	3,09	2,03	-1,26	4,49	-1,77	603

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

En el caso de que ignoremos la "otra información" (modelos 1, 2, 3 y 8) los coeficientes implícitos en las funciones de valoración están lejos de los encontrados en la regresión de mercado (63). Destaca el altísimo valor del

coeficiente d_0, pues en los modelos 3 y 8 muchas empresas comienzan la valoración con un valor de 32 millones de euros simplemente por el hecho de incluir un intercepto en las regresiones. Este valor contrasta con el mayor intercepto encontrado en las regresiones de mercado, 4,85 millones de euros, una cantidad no despreciable pero mucho más discreta. Teniendo en cuenta que el tamaño mediano de las empresas de la muestra es de 323 millones de euros (véase tabla 4.17), esto supone que el intercepto implícito en el modelo 3 representa aproximadamente el 15% del valor de una empresa mediana. Obviamente, su influencia en empresas más pequeñas será mucho mayor, de manera que el intercepto prácticamente domina el valor de estas empresas. Quizás por ello el modelo 3 era de los menos sesgados y más empresas sobrevaloraba, pero no era de los modelos más exactos en la valoración. Similar conclusión puede aplicarse al resto de modelos estudiados, puesto que incorporan en los valores intrínsecos interceptos muy elevados. Por tanto, incluir interceptos en las regresiones parece no ser adecuado.

En cuanto al coeficiente sobre el patrimonio contable (c_1) se obtiene un valor de 1,87. Esto es claramente indicativo de que la contabilidad realmente es conservadora, puesto que para obtener el precio de mercado es necesario casi multiplicar por dos el patrimonio contable. Recordemos también que el ratio P/bv medio de la muestra era de 2,07 (véase tabla 4.17). Los modelos 1, 2 y 3 consideran que la contabilidad es insesgada, $\omega_{12}=0$ y por tanto $d_1=1$, lo que les lleva a la infravaloración del precio de mercado, tal y como vimos anteriormente. Por otro lado, el modelo 8 utiliza parámetros ω_{12} negativos, puesto que así se obtuvieron en el LIM. Esto le lleva a cometer errores de infravaloración incluso más graves que los modelos 1, 2 y 3, puesto que utiliza un $d_1=0{,}11$. Por tanto, desde un punto de vista empírico el tratamiento del conservadurismo en los modelos de Feltham-Ohlson es su principal debilidad. Por último, un valor $c_2=4{,}02$ es indicativo de una persistencia media aproximada de 0,89; valor cercano a los obtenidos en la estimación del LIM (véanse tablas 5.1 y 5.5), por lo que los modelos 3 y 8 sí parecen recoger bastante bien este aspecto[62]. Sin embargo, considerar que el resultado anormal es transitorio (modelo 1) o permanente (modelo 3) parece ser menos adecuado.

[62] Tomando $c_2=4{,}02$ y un $r=0{,}1075$ (coste de capital medio, véase tabla 4.11) en la expresión $c_2 \approx \omega_{11}/(1+r-\omega_{11})$, nos da un $\omega_{11}=0{,}89$.

En segundo lugar, procedemos a comparar la segunda regresión de mercado con los modelos 4, 5, 6, 7 y 9, que incluyen la "otra información" calculada a partir de las predicciones de resultados de los analistas financieros. Vale todo lo dicho anteriormente sobre el intercepto y el conservadurismo contable, puesto que los coeficientes de mercado c_0 y c_1 estimados son prácticamente los mismos. En cuanto al resultado anormal y su predicción por parte de los analistas, también se cumple lo que predecíamos en el capítulo tercero: el resultado anormal pierde relevancia en favor de su predicción. Así, el coeficiente c_2 de la segunda de las regresiones, aunque no presenta un signo negativo, resulta no ser significativamente distinto de cero. Esta relevancia, sin embargo, sí descansa sobre la predicción del resultado anormal para el próximo periodo basada en los analistas financieros. Como era de esperar, en todos los casos los modelos utilizan un coeficiente de valoración positivo para esta variable, siendo los modelos 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], y el 9, basado en Feltham y Ohlson [1995] que ignora la segunda variable de la "otra información", los que utilizan un coeficiente cercano al obtenido en la regresión de mercado c_3=5,12. Por tanto, la aplicación de los modelos de Feltham-Ohlson a través de las predicciones de resultados de los analistas también recoge apropiadamente la influencia de la "otra información".

Por último, la tercera de las regresiones de mercado muestra los coeficientes esperados para el patrimonio contable y su predicción si suponemos la existencia de una contabilidad conservadora. Era de esperar que c_1 fuera menor que 1, y que c_4 fuera positivo, y en efecto, esos son los resultados obtenidos, si bien debemos indicar que no aparecen como variables significativas. Sin embargo, el modelo 10 utiliza coeficientes de valoración implícitos muy distintos a estos, puesto que el patrimonio contable pondera con un valor superior a uno (2,03) y la predicción del patrimonio contable, no sólo no pondera con un valor mayor a 1, sino que es negativo. Una vez más, el hecho de encontrar parámetros ω_{12} negativos es la causa de la mala actuación del modelo. Para corroborar este razonamiento, calculamos el coeficiente implícito medio utilizado en los 80 valores intrínsecos calculados en el año 1999 (único año en que ω_{12} es positivo). El resultado ahora sí es favorable, puesto que fue de 1,53; valor superior a uno y similar al obtenido en la regresión de mercado (pude verse el apéndice XVI).

En definitiva, los resultados de las tres regresiones de mercado nos muestran que la contabilidad es, efectivamente, conservadora. Sin embargo, tener en cuenta que la contabilidad es conservadora pero utilizar los valores negativos del coeficiente ω_{12} estimados en el LIM nos lleva a cometer errores aún de mayor consideración que no considerar que la contabilidad es conservadora. Es decir, los precios de mercado sí recogen adecuadamente la existencia de conservadurismo, pero no así el LIM. Por ello, tal vez pretender captar todos los efectos del conservadurismo en el LIM a través de un único parámetro no sea adecuado. A su vez, la consideración de un intercepto en las regresiones tampoco parece ser apropiado, ya que en numerosas empresas este intercepto representa el principal componente del valor de la empresa. Esto, unido a que la persistencia de un intercepto siempre es permanente, nos lleva a concluir que no es lógico desde un punto de vista económico incluir interceptos en el LIM. Por ello, es posible que no incorporar ningún tipo de intercepto a las regresiones nos lleve a cometer errores menores de predicción y de valoración. No obstante, el LIM sí parece recoger adecuadamente el efecto de las dos variables de la "otra información", puesto que los coeficientes utilizados en las funciones de valoración coinciden aproximadamente con los obtenidos en regresiones históricas del precio de mercado.

5.2.2. Predicción de la rentabilidad de mercado futura

Hemos visto que la aplicación empírica de los modelos de Feltham-Ohlson nos lleva, generalmente, a una infravaloración de los precios de mercado. Ahora bien, podemos relajar la hipótesis estricta de eficiencia del mercado, de manera que tal vez los precios no reflejen el valor fundamental de la empresa o tal vez lo reflejen con un cierto retardo temporal. Así, si las acciones de las empresas aparecen temporalmente mal valoradas y los precios de mercado revierten a corto plazo hacia sus valores intrínsecos, podremos realizar estrategias de inversión rentables.

Para su contrastación, calculamos el ratio V/P para cada uno de los 10 modelos y en cada uno de los 7 años ((véase tabla 5.14) y formamos 4 carteras en función de este ratio. La primera cartera está formada por los ratios V/P más pequeños y la última por los ratios V/P más altos.

La hipótesis alternativa a contrastar es la siguiente:

H21: Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones infravaloradas y vendiendo las sobrevaloradas.

5.2.2.1. Resultados de los contrastes de sección cruzada

Las tablas 5.21 y 5.22 muestran el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (valor medio de los ARacum, expresión (67)), obtenidas al invertir en cada cartera formada según el ratio V/P y en cada uno de los años del periodo 1993-1999. Si se cumple nuestro razonamiento, las primeras carteras (ratio V/P bajo, empresas sobrevaloradas por el mercado) obtendrán menores rentabilidades acumuladas que las últimas carteras (ratio V/P alto, empresas infravaloradas).

En cuanto a los modelos basados en Ohlson [1995] (tabla 5.21) todas las carteras obtienen rentabilidades medias acumuladas positivas (superiores a 1). No obstante, estas rentabilidades sólo son monótonamente crecientes en las carteras 2 a 4; es decir, crecen desde la segunda hasta la cuarta cartera, pero la primera cartera (la de acciones sobrevaloradas) obtiene sistemáticamente mayores rentabilidades que la segunda, y en muchos casos incluso mayores rentabilidades que la tercera. Este resultado estaría indicando la presencia en la cartera 1 de empresas que se mantienen en el tiempo con muy buenas expectativas futuras, puesto que las acciones de estas empresas continúan obteniendo en todos los horizontes contemplados rentabilidades de mercado positivas y mayores que las de otras empresas de otras carteras.

El resultado esperado en la estrategia de comprar la cartera 4 (acciones infravaloradas) mediante la venta de la cartera 1 (acciones sobrevaloradas) es el de obtener una rentabilidad acumulada neta positiva. Este es el resultado efectivamente obtenido en todos los modelos y horizontes temporales considerados, excepto para el modelo 6 y para la rentabilidad acumulada a 6 meses del modelo 2. El modelo 2 es el de resultados anormales permanentes, de forma que el valor intrínseco está basado en el resultado contable, por lo que la estrategia V/P es muy similar a la estrategia del ratio E/P (resultado contable / valor de mercado). Así, la evidencia obtenida estaría indicando que dicho ratio no revierte a muy corto plazo, aunque sí lo hace posteriormente.

Tabla 5.21. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995]

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum, expresión (67)) de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la 4 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 a C4: Media de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum) de las 4 carteras consideradas; C4-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades realizadas acumuladas entre la cartera 4 y 1.

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C4	C4-C1	P-valor
	6	1,1914	1,1206	1,1405	1,2326	0,0412	0,48
	12	1,1694	1,1119	1,1559	1,2025	0,0331	0,70
1	**18**	1,4019	1,3357	1,4067	1,5358	0,1339	0,32
	24	1,4054	1,4083	1,4091	1,5523	0,1469	0,36
	36	1,8551	1,7951	1,8628	2,0175	0,1624	0,59
	6	1,2254	1,1369	1,1372	1,1797	-0,0457	0,45
	12	1,1166	1,1406	1,1572	1,2304	0,1138	0,33
2	**18**	1,4615	1,3442	1,3644	1,5357	0,0743	0,53
	24	1,4007	1,3576	1,3909	1,6074	0,2067	0,23
	36	1,9519	1,6801	1,8831	1,9734	0,0215	0,85
	6	1,1880	1,1102	1,1556	1,2385	0,0505	0,29
	12	1,1588	1,1068	1,1560	1,2500	0,0912	0,41
3	**18**	1,4056	1,3339	1,3875	1,6159	0,2103	0,31
	24	1,4100	1,3781	1,4146	1,6151	0,2052	0,40
	36	1,7940	1,8013	1,8445	2,1520	0,3580	0,47
	6	1,1939	1,1306	1,1426	1,2249	0,0310	0,54
	12	1,1896	1,1036	1,1771	1,1937	0,0041	0,96
4	**18**	1,4343	1,2947	1,4372	1,5347	0,1005	0,48
	24	1,4239	1,3530	1,4615	1,5403	0,1164	0,46
	36	1,9221	1,7394	1,8445	2,1344	0,2123	0,61
	6	1,1967	1,1456	1,1549	1,1970	0,0002	1,00
	12	1,1422	1,1156	1,1697	1,2363	0,0941	0,48
5	**18**	1,3941	1,3658	1,3792	1,5934	0,1994	0,24
	24	1,3460	1,4091	1,3989	1,6309	0,2848	0,14
	36	1,8225	1,7039	1,8918	2,0936	0,2712	0,27
	6	1,1765	1,1439	1,1700	1,2107	0,0343	0,48
	12	1,1919	1,1357	1,1496	1,1485	-0,0434	0,57
6	**18**	1,4712	1,3720	1,4094	1,5049	0,0337	0,86
	24	1,5273	1,4100	1,3938	1,4654	-0,0619	0,71
	36	2,0027	1,8551	1,7544	1,7856	-0,2170	0,41
	6	1,1686	1,1218	1,1564	1,2450	0,0763	0,15
	12	1,1632	1,1111	1,1544	1,2374	0,0742	0,44
7	**18**	1,4144	1,3149	1,4252	1,5982	0,1838	0,38
	24	1,4298	1,3518	1,4593	1,5734	0,1436	0,50
	36	1,8451	1,7422	1,8787	2,1500	0,3049	0,41

En rojo la cartera que consigue mayor rentabilidad acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En azul las rentabilidades acumuladas positivas al comprar la cartera 4 y vender la 1

El modelo 6, de persistencia extrema del resultado anormal y de la "otra información", ha sido el peor modelo a la hora de predecir los resultados anormales y de calcular los valores intrínsecos, por lo que este modelo no parece captar adecuadamente los atributos de valor de las empresas, siendo los resultados de la estrategia V/P meramente aleatorios.

A su vez, también merece destacarse los resultados del modelo 1, el de resultados anormales transitorios. En este modelo el valor intrínseco coincide con el patrimonio contable, por lo que la estrategia basada en V/P coincide exactamente con la estrategia del ratio bv/P (valor contable / valor de mercado). Así, los resultados obtenidos confirman la posibilidad de obtener rendimientos positivos al realizar las inversiones en función de este ratio. Otro aspecto a mencionar se refiere al hecho de que el diferencial de rentabilidad entre las carteras 1 y 4 aumenta en el tiempo en todos los modelos, excepto en los mencionados 2 y 6, por lo que la reversión de los ratios V/P se produce más bien de forma lenta y no en un periodo de tiempo corto. Como ejemplo, si a un año la realización de la estrategia no consigue generalmente el 10% de rentabilidad neta acumulada, a tres años este diferencia supera ampliamente el 20% acumulado. Por tanto, parece ser que la estrategia sigue funcionando bien en plazos de tiempo dilatados.

No obstante lo dicho, los resultados obtenidos no son lo suficientemente robustos, puesto que las rentabilidades netas conseguidas en la estrategia, aunque positivas, no son estadísticamente significativas al 10% en ninguno de los casos.

La tabla 5.22 muestra las rentabilidades medias acumuladas obtenidas mediante la utilización de los modelos 8 a 10, los basados en Feltham y Ohlson [1995]. Hemos visto los problemas de estos modelos a la hora de aproximar los precios de mercado, puesto que no reflejan adecuadamente el conservadurismo contable. No obstante, si este es el único fallo del modelo y además su influencia sobre el valor intrínseco de las empresas es igual para todas ellas, realmente los modelos serán útiles para predecir la rentabilidad de mercado futura. Es decir, en la metodología de formación de carteras no importa si el valor ratio V/P de una empresa es aproximadamente uno o está muy alejado de este valor, sino si dicho ratio es mucho más pequeño o grande para una empresa que para el resto. Así, el modelo puede infravalorar los precios de todas las

acciones por igual pero clasificar las empresas adecuadamente en infravaloradas o sobrevaloradas.

Tabla 5.22. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum, expresión (67)) de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 4 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; El modelo denominado perfecto es el resultante de tomar como valor intrínseco de la empresa j en un periodo t el valor intrínseco calculado a partir de los modelos 1 a 10 que resulta estar más próximo al precio de mercado de la empresa j en el periodo t; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 a C4: Media de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum) de las 4 carteras consideradas; C4-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades realizadas acumuladas entre la cartera 4 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C4	C4-C1	P-valor
	6	1,1685	1,1488	1,1947	1,2760	0,1074	0,30
	12	1,1584	1,1829	1,2571	1,2833	0,1249	0,47
8	**18**	1,4063	1,4129	1,6541	1,8302	0,4239	0,20
	24	1,3759	1,4754	1,6483	1,7934	0,4175	0,31
	36	1,7093	1,8643	1,9456	2,4032	0,6940	0,39
	6	1,1561	1,1597	1,2149	1,2672	0,1111	0,36
	12	1,1841	1,1925	1,2330	1,2697	0,0856	0,65
9	**18**	1,4029	1,4845	1,5749	1,8816	0,4788	0,18
	24	1,3920	1,5312	1,5286	1,7897	0,3977	0,29
	36	1,7511	1,9590	1,7826	2,2739	0,5228	0,37
	6	1,1655	1,1581	1,2027	1,2726	0,1071	0,35
	12	1,1852	1,2060	1,2348	1,2457	0,0605	0,71
10	**18**	1,4678	1,4547	1,5578	1,8032	0,3353	0,26
	24	1,4967	1,4577	1,5405	1,7690	0,2723	0,35
	36	2,0096	1,8004	1,8153	2,2654	0,2558	0,57
	6	1,1550	1,1644	1,1308	1,2334	0,0783	0,13
	12	1,1339	1,1758	1,1173	1,2011	0,0672	0,41
Perfecto	**18**	1,3983	1,4018	1,3495	1,5429	0,1446	0,13
	24	1,3829	1,4420	1,3625	1,5650	0,1821	0,08
	36	1,9034	1,8232	1,7344	1,9660	0,0626	0,77

En color rojo la cartera que consigue mayor rentabilidad realizada acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En color azul las rentabilidades realizadas acumuladas positivas obtenidas al comprar la cartera 4 y vender la cartera 1

Los resultados obtenidos son similares a los de la tabla 5.21, pero más rotundos. Así, las rentabilidades medias acumuladas son estrictamente crecientes en las carteras 2 a 4, e incluso en varias ocasiones son también estrictamente crecientes desde la cartera 1. A su vez, todas las rentabilidades netas de la estrategia de comprar las acciones de la cartera 4 y vender la cartera 1 son positivas, aunque siguen sin ser significativas al 10%. Por último, estas rentabilidades netas acumuladas también parecen crecer en el tiempo, de forma que los ratios V/P revertirían lentamente.

También hemos implementado la estrategia para el que hemos llamado anteriormente *modelo perfecto*, es decir, aquél que coge para cada empresa y año la estimación del valor intrínseco que más se acerca al valor observado de mercado. Los resultados son similares a los de los modelos individuales, si bien con mayor robustez estadística, pues el diferencial de rentabilidad se acerca a una significatividad del 10%. Así, aunque este diferencial no sea tan elevado como en otros modelos la variabilidad del mismo sí es mucho más reducida. De esta forma, el hecho de utilizar en el ratio V/P el valor intrínseco más cercano al precio parece que no impide identificar las acciones infravaloradas y sobrevaloradas.

En definitiva, aunque los resultados no son estadísticamente significativos, la evidencia obtenida indica que, salvo para el modelo 6 y parcialmente el modelo 2, los modelos considerados parecen ser capaces de predecir las rentabilidades de mercado futuras, puesto que se observa cierta pauta de comportamiento en las rentabilidades, al menos de las acciones con valores extremos del ratio V/P.

Debemos indicar que estos resultados son similares a los obtenidos en el mercado estadounidense, sueco y japonés por Dechow, Hutton y Sloan [1999], McCrae y Nilsson [2001] y Ota [2002], respectivamente. El primero de ellos encuentra evidencia de diferencias entre las carteras extremas entre un 5,4% y un 7,1% en un plazo de 12 meses, no siendo estadísticamente significativas. En McCrae y Nilsson [2001] estas mismas diferencias se hallan entre el 5,9% y el 10,8% y tampoco son significativas, mientras que en Ota [2002] estas diferencias no son significativas y se hallan en torno al 2,5%. En nuestro estudio las tablas 5.21 y 5.22 las diferencias a 12 meses entre las carteras extremas están entre un 7 y 12% en los modelos más útiles en la realización de esta tarea.

El análisis anterior emplea rentabilidades realizadas, por lo que los diferenciales de rentabilidad pueden deberse a la existencia de diferencias en el riesgo asociado a las distintas carteras. Así, es posible que la cartera 4 obtenga mayores rentabilidades al estar compuesta por títulos más arriesgados, siendo el riesgo el causante del diferencial de rentabilidad, por lo que el mercado sería eficiente. Como hemos indicado en la revisión de la literatura, esta posibilidad no ha sido explorada por los estudios previos que han utilizado los modelos Feltham-Ohlson.

Las tablas 5.23 y 5.24 muestran los valores medios de las rentabilidades anormales acumuladas (AACoR) de los distintos modelos y horizontes temporales. A su vez, se muestra el riesgo sistemático de las carteras con el objeto de comprobar la posible diferencia de riesgo entre las mismas. Para una mejor claridad en la exposición de los resultados hemos optado por ofrecer sólo los resultados de las carteras extremas 1 y 4. No obstante, los resultados de las carteras intermedias no varían conforme a lo visto en las tablas 5.21 y 5.22, puesto que se mantiene la tendencia estrictamente creciente de las rentabilidades anormales acumuladas, desde la cartera 2 a la cartera 4.

Los resultados de los modelos 1 a 7 (tabla 5.23) indican que la realización de la estrategia de comprar la cartera 4 y vender la 1 obtiene rentabilidades anormales acumuladas positivas, aunque de nuevo no significativas. Se observa la existencia de dos casos diferenciados: los modelos 1, 4 y 6; y los modelos 2, 3, 5 y 7. En los primeros no se observan diferencias significativas en cuanto al riesgo asociado a las dos carteras extremas, y la estrategia C4-C1 obtiene rentabilidades anormales positivas y negativas pequeñas y nada significativas. Sin embargo, en los últimos se observan de forma sistemática rentabilidades anormales positivas (no significativas) en la estrategia, y en el caso de los modelos 2 y 5 se observan también diferencias de riesgo.

El ratio basado en el modelo 1, que se corresponde con el ratio bv/P, y en el modelo 4, que también es un modelo transitorio, no consigue rentabilidades anormales positivas de forma sistemática, por lo que una vez ajustado por riesgo, el mercado es eficiente en cuanto a la información incorporada en los mismos. En cuanto al modelo 6, ya hemos indicado que no capta adecuadamente los valores intrínsecos, por lo que la formación de las carteras se realiza de forma aleatoria, no encontrándose diferencia alguna entre las mismas.

Tabla 5.23. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995]

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas (AACoR, expresión (70)) y de las betas medias de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 4 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C4: Media de las AACoR de la carteras 1 y 4; C4-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la cartera 1; β1 y β4: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) las carteras 1 y 4; β4-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 4 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C4	C4-C1	P-valor	β1	β4	β4- β1	P-valor
	6	-0.0026	0.0152	0.0179	0.75	1.09	1.17	0.09	0.23
	12	-0,0050	0,0042	0,0092	0,91	1,09	1,18	0,08	0,28
1	18	-0,0544	-0,0657	-0,0113	0,92	1,10	1,17	0,06	0,45
	24	-0,0385	-0,0223	0,0162	0,88	1,11	1,17	0,06	0,49
	36	-0,0777	-0,0673	0,0104	0,95	1,12	1,18	0,06	0,57
	6	-0,0294	0,0019	0,0313	0,55	1,36	0,93	-0,44	0,01
	12	-0,0973	0,0444	0,1417	0,28	1,36	0,93	-0,43	0,01
2	18	-0,1826	0,0255	0,2081	0,20	1,37	0,95	-0,42	0,01
	24	-0,1979	0,0683	0,2662	0,16	1,38	0,95	-0,42	0,02
	36	-0,2753	-0,0591	0,2162	0,29	1,41	0,97	-0,44	0,03
	6	-0,0257	0,0131	0,0388	0,19	1,18	1,17	-0,01	0,96
	12	-0,0203	0,0328	0,0531	0,52	1,19	1,17	-0,01	0,91
3	18	-0,0757	-0,0351	0,0406	0,68	1,21	1,16	-0,04	0,74
	24	-0,0695	-0,0258	0,0436	0,70	1,21	1,16	-0,05	0,71
	36	-0,1808	-0,0500	0,1307	0,61	1,24	1,17	-0,06	0,63
	6	-0,0020	0,0074	0,0094	0,82	1,12	1,18	0,05	0,50
	12	0,0184	-0,0052	-0,0235	0,78	1,13	1,18	0,05	0,54
4	18	-0,0138	-0,0718	-0,0580	0,61	1,14	1,17	0,03	0,75
	24	-0,0087	-0,0396	-0,0309	0,78	1,14	1,17	0,03	0,80
	36	-0,0099	0,0260	0,0359	0,88	1,16	1,19	0,02	0,85
	6	-0,0511	0,0164	0,0675	0,44	1,33	0,95	-0,38	0,00
	12	-0,0700	0,0501	0,1201	0,42	1,33	0,96	-0,36	0,00
5	18	-0,1931	0,0648	0,2579	0,24	1,33	0,97	-0,36	0,02
	24	-0,2085	0,0857	0,2942	0,17	1,33	0,97	-0,36	0,03
	36	-0,2936	0,0762	0,3697	0,07	1,34	0,99	-0,34	0,07
	6	-0,0301	0,0155	0,0456	0,40	1,11	1,11	0,00	0,97
	12	-0,0017	-0,0273	-0,0255	0,73	1,10	1,12	0,02	0,83
6	18	-0,0603	0,0139	0,0741	0,67	1,09	1,13	0,04	0,69
	24	0,0076	-0,0217	-0,0293	0,83	1,08	1,14	0,06	0,54
	36	-0,0244	-0,1977	-0,1732	0,41	1,07	1,19	0,12	0,25
	6	-0,0364	0,0268	0,0633	0,17	1,14	1,15	0,01	0,86
	12	-0,0198	0,0315	0,0513	0,54	1,14	1,15	0,01	0,88
7	18	-0,0622	-0,0172	0,0450	0,74	1,16	1,16	0,00	0,98
	24	-0,0318	-0,0141	0,0177	0,89	1,16	1,17	0,01	0,94
	36	-0,1025	0,0322	0,1347	0,46	1,16	1,19	0,02	0,83

En color azul la AACoR media positiva obtenida al comprar la cartera 4 y vender la cartera 1

Sin embargo, en los modelos 2 y 5, que presentan persistencia extrema del resultado anormal, la estrategia C4-C1 sí obtiene sistemáticamente rentabilidades anormales positivas y de importe no despreciable, aunque estadísticamente no significativas al 5%. A su vez, el ratio V/P calculado a partir de estos modelos refleja diferencias de riesgo entre las carteras, significativas siempre al 10%. La explicación a esta evidencia tal vez sea que la permanencia indefinida supuesta por los modelos hace que las empresas con resultados anormales elevados positivos (negativos) obtengan altos (bajos) valores intrínsecos, por lo que tenderían a aparecer en la cartera 4 (1). Así, el mercado percibiría las empresas con mejores resultados anormales como menos arriesgadas que las empresas con peores resultados anormales.

Para verificar esto, calculamos la ROE anormal (x_t^a / bv_{t-1}) media de las carteras 1 y 4. Para el modelo 2 (5), la ROE^a de la cartera 1 es del -14% (-10%), mientras que la de la cartera 4 es del 9% (5%). En estos modelos, en la cartera 1 el 70% de los títulos presenta una ROE^a negativa, mientras que en la 4 el 75% de los títulos presenta una ROE^a positiva. Por otra parte, si dividimos la muestra en cuartiles en función de la ROE^a y hallamos la beta media de cada cuartil, observamos que la beta media de las empresas con ROE^a más negativa es de 1,37, por una beta media de 1,00 para las empresas más rentables. Por tanto, parece corroborarse nuestro razonamiento.

Por otro lado, los modelos 3 y 7 están basados en el caso general del modelo de Ohlson [1995], según se ignore o no la "otra información". En ellos se observan rentabilidades anormales positivas para la estrategia C4-C1, pero no se evidencian diferencias en el riesgo de las carteras. A su vez, la rentabilidad anormal acumulada se obtiene a corto plazo, en los 6 meses posteriores, manteniéndose constante o incluso disminuyendo hasta los 24 meses. No obstante, ningún diferencial de rentabilidad aparece como significativo desde un punto de vista estadístico.

Pasando a los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], éstos presentan resultados contrarios a los de Ohlson [1995]. Así, todos los resultados anormales medios acumulados de la estrategia son negativos, si bien sólo en pocos casos significativos al 10% (véase tabla 5.24). Este resultado se produce como consecuencia de las fuertes diferencias de riesgo existentes entre las dos

carteras extremas, pues la cartera con ratio V/P alto aparece como más arriesgada que la cartera con ratio V/P bajo.

Tabla 5.24. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas (AACoR, expresión (70)) y de las betas medias de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 4 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; El modelo denominado perfecto es el resultante de tomar como valor intrínseco de la empresa j en un periodo t el valor intrínseco calculado a partir de los modelos 1 a 10 que resulta estar más próximo al precio de mercado de la empresa j en el periodo t; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C4: Media de las AACoR de la carteras 1 y 4; C4-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la cartera 1; β1 y β4: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) las carteras 1 y 4; β4-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 4 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C4	C4-C1	P-valor	β1	β4	β4- β1	P-valor
	6	0,0081	-0,0762	-0,0843	0,26	0,86	1,39	0,53	0,09
	12	-0,0067	-0,0867	-0,0799	0,48	0,87	1,37	0,50	0,09
8	18	-0,0428	-0,3037	-0,2609	0,18	0,83	1,39	0,56	0,13
	24	-0,0442	-0,2354	-0,1912	0,10	0,85	1,37	0,52	0,13
	36	-0,0202	-0,3464	-0,3262	0,11	0,79	1,41	0,62	0,04
	6	-0,0074	-0,0606	-0,0532	0,48	0,84	1,30	0,46	0,12
	12	0,0235	-0,0711	-0,0946	0,51	0,86	1,29	0,44	0,13
9	18	-0,0223	-0,1632	-0,1409	0,34	0,79	1,34	0,55	0,13
	24	0,0118	-0,1606	-0,1724	0,07	0,80	1,33	0,53	0,13
	36	0,0713	-0,3421	-0,4134	0,07	0,70	1,40	0,70	0,02
	6	0,0124	-0,0715	-0,0839	0,33	0,81	1,33	0,52	0,11
	12	0,0286	-0,1081	-0,1367	0,32	0,83	1,32	0,49	0,12
10	18	0,0505	-0,2682	-0,3188	0,14	0,78	1,38	0,60	0,12
	24	0,0987	-0,2111	-0,3098	0,11	0,80	1,36	0,56	0,12
	36	0,3316	-0,4186	-0,7502	0,06	0,71	1,43	0,72	0,02
	6	-0,0596	0,0285	0,0881	0,09	1,20	1,09	-0,11	0,09
	12	-0,0575	0,0072	0,0648	0,37	1,20	1,10	-0,10	0,12
Perfecto	18	-0,1402	-0,0181	0,1222	0,09	1,21	1,12	-0,09	0,22
	24	-0,1293	0,0236	0,1529	0,05	1,21	1,12	-0,09	0,24
	36	-0,1253	-0,0376	0,0877	0,60	1,21	1,14	-0,07	0,24

En color azul la AACoR media positiva obtenida al comprar la cartera 4 y vender la cartera 1

La explicación a esta evidencia no es clara. No se observan diferencias en las ROEs anormales de las carteras, resultado que era esperado pues al no ser los resultados anormales persistentes su influencia en la función de valoración es menor. Sin embargo, si observamos detenidamente las funciones de valoración de los modelos 8 a 10 (véase apéndice XX) podemos observar que, dejando de lado el efecto combinado de los interceptos, el término $\omega_{12*}bv_t$ quizás tenga un efecto decisivo. En el contraste del LIM hemos visto que el parámetro de conservadurismo ω_{12} presentaba un valor negativo y de importe relativamente elevado, lo que hacía fracasar los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]. Esto puede llevar a una penalización en los valores intrínsecos de las empresas grandes debido a dicho término $\omega_{12*}bv_t$. Las empresas mayores tenderían a aparecer más en las primeras carteras que las empresas pequeñas, por el impacto del mayor patrimonio contable, percibiendo el mercado las empresas pequeñas como más arriesgadas.

Para comprobar si nuestro razonamiento es correcto, calculamos el valor de mercado medio de todos los títulos incluidos en las 4 carteras, resultando ser de 1.365,79 millones de euros. Sin embargo, el valor de mercado medio de la cartera 1 resulta ser superior a 1.800 millones de euros en los modelos 8, 9 y 10; mientras que el de la cartera 4 es inferior a 220 millones de euros. Por otro lado, formamos en cada año del periodo 1993-1999 cuatro carteras en función del valor de mercado de los títulos, calculando a continuación la beta media de las carteras. Los resultados son muy claros: en los 7 años la beta de la cartera de empresas grandes es muy inferior a la beta de la cartera de empresas pequeñas (entre unos valores de 0,74 y 0,87 frente a unos entre 1,17 y 1,41). Por tanto, parece ser que las estrategias del ratio V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] están correlacionadas con estrategias basadas en el tamaño de las empresas. De esta forma, aunque eran las empresas pequeñas (cartera 4) las que obtenían mayores rentabilidades acumuladas, una vez ajustado por riesgo, parece ser que son las empresas mayores (cartera 1) las que obtienen mayores rentabilidades anormales acumuladas. Los resultados no obstante, no son estadísticamente significativos en la mayoría de los casos[63].

[63] Este resultado iría en contra del conocido *efecto tamaño* documentado en trabajos como Gómez y Marhuenda [1998], en el que se obtiene evidencia de una mayor rentabilidad anormal para las empresas pequeñas en el periodo 1964-1993, una vez ajustado por riesgo. No obstante, parece ser que este efecto tamaño ha desaparecido o incluso revertido en los últimos años, según las conclusiones obtenidas por López y Marhuenda [2003]. Sus resultados son precisamente los aquí

Por último debemos mencionar la estrategia basada en el ratio V/P del denominado *modelo perfecto*. Los resultados indican rentabilidades anormales positivas de la estrategia C4-C1 en todos los horizontes temporales considerados, siendo además significativas en tres de ellos. Además, de entre todos los modelos considerados 1 a 10, es de las estrategias que consigue mayor valor positivo de estas rentabilidades, y que más cuestiona la eficiencia del mercado español. Por otro lado, la estrategia no parece formar carteras con diferente riesgo asociado a un nivel de significatividad del 10%.

En definitiva, los contrastes aquí realizados no permiten rechazar la eficiencia de mercado, puesto que no alcanzan significatividad estadística. No obstante, se observa una cierta pauta de comportamiento en muchos de los modelos, de forma que para la mayoría de ellos la cartera de títulos con ratios V/P altos consigue mayor rentabilidad acumulada que la cartera de ratios V/P bajos. Una vez se tiene en cuenta el diferente riesgo asociado a las carteras, se sigue observando la misma pauta de comportamiento para los modelos del caso general de Ohlson [1995] (modelos 3 y 7) y del denominado *Modelo Perfecto*. Estos tres modelos aparecen como los mejores entre todos los demás a la hora de identificar empresas infravaloradas o sobrevaloradas. Esto es así ya que otros modelos parecen captar otras características de las empresas: parece ser que la estrategia basada en los modelos 2 y 5 está muy correlacionada con una estrategia basada en el signo del ROE anormal, mientras que la basada en los modelos 8 a 10 (fundamentados en Feltham y Ohlson [1995]), parece estar correlacionada con una basada en el tamaño de la empresa[64].

5.2.2.2. Resultados de los contrastes de serie temporal

En el subapartado anterior acabamos de ver los resultados de los contrastes de sección cruzada. El principal inconveniente de estos contrastes es el reducido número de veces (7 veces en el periodo 1993-1999) que hemos implementado la estrategia de comprar acciones con ratio V/P alto y vender las

obtenidos: aparece una posible reversión del efecto, de manera que son las empresas grandes las que obtienen mayores rentabilidades anormales, aunque no significativas.

[64] Los resultados no varían si decidimos formar cinco carteras en lugar de cuatro. En el apéndice XVII pueden observarse las tablas de resultados del análisis de rentabilidades realizado para quintiles, tanto de los contrastes de sección cruzada como de los de serie temporal del próximo subapartado.

acciones con ratio V/P bajo, lo que puede provocar una escasa robustez estadística de los resultados. A continuación intentamos solventar este inconveniente realizando esta misma estrategia mensualmente y en función del último ratio V/P calculado. Actuando de esta forma dispondremos de una serie temporal continua de 84 rentabilidades mensuales para la estrategia descrita.

Tabla 5.25. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (71) y (72):

$$R_{pt} - rf_t = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \; ; \; (R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At}$$

$R_{p,t}$: rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t; rf_t: rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t; $Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t; α_p: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o *alfa de Jensen* para la cartera p; β_p: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p; α_A: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje; β_A: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje; P-Valor: P-valor del contraste de significatividad de los coeficientes α_A y β_A.

Modelo	α_1	α_4	α_A	P-valor	β_1	β_4	β_A	P-valor
1	-0,0027	-0,0007	0,0020	0,5739	1,0761	1,0512	-0,0249	0,7727
2	-0,0070	0,0010	0,0079	0,0479	1,2367	0,8788	-0,3578	0,0002
3	-0,0035	0,0007	0,0041	0,2535	1,0733	1,0342	-0,0391	0,6425
4	-0,0018	-0,0014	0,0005	0,8983	1,0683	1,0614	-0,0069	0,9472
5	-0,0040	0,0003	0,0044	0,2364	1,1641	0,9705	-0,1936	0,0044
6	0,0006	-0,0045	-0,0052	0,1161	0,8814	1,0758	0,1944	0,0142
7	-0,0033	0,0002	0,0035	0,3376	1,0746	1,0583	-0,0163	0,8120
8	-0,0032	-0,0042	-0,0010	0,8117	0,8387	1,1509	0,3122	0,0001
9	-0,0017	-0,0046	-0,0029	0,5191	0,7811	1,1229	0,3418	0,0003
10	-0,0022	-0,0053	-0,0031	0,4679	0,8049	1,1463	0,3414	0,0002
Perfecto	-0,0043	-0,0007	0,0036	0,3051	1,1108	1,0586	-0,0522	0,6142

En color azul las rentabilidades ajustadas por riego positivas de la cartera de arbitraje; en color rojo los riesgos sistemáticos significativos de la cartera de arbitraje.

Los resultados obtenidos (tabla 5.25) no cambian con relación a los resultados del análisis en sección cruzada. Así, el mercado parece ser eficiente con respecto a la información disponible puesto que sólo la estrategia del ratio V/P basada en los valores intrínsecos del modelo 2 aparece como estadísticamente significativa al 5%, con un exceso de rentabilidad de la cartera 4 sobre la 1 del 0,0079 mensual (un poco menos del 10% en términos anuales). Recordemos que este modelo 2 supone que los resultados anormales son permanentes y que la estrategia resultante es similar a la del ratio E/P. No obstante, se observa una misma pauta de comportamiento en aquellos modelos

que se comportaban relativamente bien en la predicción de beneficios y en la valoración de acciones. Así, todos los modelos basados en Ohlson [1995], excepto el 6, consiguen una rentabilidad ajustada por riesgo positiva. A su vez, en los modelos 2 y 5 aparecen diferencias de riesgo significativas, tal vez debido al diferente signo del resultado anormal.

Los modelos 8 a 10, basados en Feltham y Ohlson [1995] obtienen rentabilidades ajustadas por riesgo negativas aunque no significativas; observándose diferencias en el riesgo, tal vez debidas al diferente tamaño de los títulos integrantes en las carteras extremas.

En definitiva, los dos análisis realizados, en sección cruzada y en serie temporal, nos llevan a los mismos resultados. La realización de estrategias basadas en el ratio V/P no permite rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado, si bien las rentabilidades que se obtienen en la cartera de ratio V/P alto aparecen como mayores que las de la cartera de ratio V/P bajo.

5.3. Resultados del análisis de sensibilidad al deflactor

Para asegurar que los resultados del estudio empírico no están afectados por el efecto escala, se ha realizado de nuevo el estudio empírico, deflactando por el activo total a principios del periodo ($act_{j,t-1}$). Recordemos que los interceptos aparecerían deflactados para evitar que el activo total entre en el LIM. Así, se trataría de repetir todo el procedimiento descrito en el capítulo cuarto, pero cambiando $bv_{j,t-1}$ por $act_{j,t-1}$. Los resultados se mantienen conforme a lo visto a lo largo de este capítulo quinto (las tablas más relevantes están disponibles en el apéndice XVIII). No obstante, merece la pena destacar los siguientes puntos:

- Los parámetros de persistencia del resultado anormal y de las variables de la "otra información" presentan valores similares. Teniendo en cuenta toda la información disponible, se obtienen unos valores de ω_{11}=0,67; γ_1=0,35 para Ohlson [1995]; ω_{11}=0,67; γ_1=0,45; γ_2=0,86 para Feltham y Ohlson [1995]. Recordemos que en el apartado 5.1 obtuvimos unos valores de ω_{11}=0,77; γ_1=0,34; ω_{11}=0,77; γ_1=0,42; γ_2=0,90. Se mantienen todas las conclusiones y resultados contrastados anteriormente en torno a ellos. A su vez, el parámetro de conservadurismo ω_{12} presenta valores negativos todos los años, en contra de los

supuestos básicos del modelo de Feltham y Ohlson [1995], dejando de ser significativo a partir de 1997. Este resultado, como ya sabemos, lleva al fracaso a los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], pues no recogen adecuadamente el efecto del conservadurismo contable.

- La inclusión de interceptos en el LIM no es significativa, salvo en algún caso aislado. Esto parece confirmar que es inadecuado incluirlos en el análisis. A su vez, se confirma que la estructura uniretardo del LIM es adecuada desde un punto de vista empírico.

- Los valores intrínsecos siguen infravalorando los valores de mercado[65]. Puesto que el parámetro de conservadurismo ni siquiera alcanza un valor positivo en el último año, tal y como sucede al emplear el patrimonio contable como deflactor, los errores de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] son aún mayores que los vistos en el apartado 5.2.

- El orden jerárquico de los modelos en función del error absoluto de valoración (MAPE) es exactamente el mismo que el obtenido anteriormente, salvo la pérdida de una posición del modelo 3, que incluye un intercepto como subrogado de la "otra información", a favor del modelo 1, que supone transitoriedad de los resultados anormales. La inclusión de interceptos en el LIM, una vez más, no parece ser adecuado en estudios de corte transversal.

A su vez, podemos realizar un análisis conjunto de la sensibilidad del deflactor escogido y de la inclusión de interceptos. Para ello, adoptamos la metodología de Dechow, Hutton y Sloan [1999], de manera que volvemos a repetir todo el estudio empírico deflactando todas las variables por el activo total a principios de periodo ($act_{j,t-1}$), pero sin deflactar los interceptos. Para poder realizar todos los cálculos necesarios, una vez estimadas las ecuaciones del LIM, nos "olvidamos" de que hemos deflactado las variables e ignoramos el intercepto. Aunque este procedimiento es inconsistente, tal y como explica Myers [1999], realmente esperamos una mejora respecto a los modelos anteriores que incorporaban interceptos, si realmente éstos eran los causantes de

[65] Nótese que los modelos 1, 2, 4, 5 y 6 siguen calculando exactamente el mismo ratio V/P y obteniendo los mismos errores de valoración. Esto se debe a que estos modelos utilizan valores extremos de los parámetros y no las estimaciones de las ecuaciones del LIM, por lo que son insensibles a los resultados de las regresiones, a la inclusión o no de interceptos y a la utilización o no de deflactores.

los malos resultados de algunos de los modelos. Ya hemos visto en los resultados del vínculo valorativo que incluir interceptos no es válido desde un punto de vista económico, puesto que por su naturaleza en el LIM, su efecto es persistente, llegando a tener incluso mayor relevancia valorativa que las propias variables contables, las cuales no sólo no son persistentes, sino que a veces las forzamos a ser meramente transitorias.

Las tablas más relevantes de los resultados de este análisis se muestran en el apéndice XIX. Se siguen obteniendo prácticamente los mismos resultados que las dos metodologías anteriores, si bien queremos destacar los siguientes aspectos:

- Teniendo en cuenta toda la información disponible, se obtienen unos valores de los parámetros del LIM de ω_{11}=0,67; γ_1=0,30 en el caso de Ohlson [1995]; y ω_{11}=0,69; γ_1=0,31; γ_2=0,73 en el caso de Feltham y Ohlson [1995]. Se mantienen todas las conclusiones y resultados contrastados anteriormente en torno a ellos, salvo que la persistencia de la primera de las variables de la "otra información" no es significativamente distinta de cero hasta 1996. Esto puede deberse a que estimamos la persistencia histórica de los resultados anormales con un intercepto, ignorando el mismo más tarde. Hasta que la muestra no crece significativamente no se encuentra evidencia de su importancia en el análisis. A su vez, el parámetro de conservadurismo ω_{12} presenta valores negativos y significativos todos los años, en contra de los supuestos básicos del modelo de Feltham y Ohlson [1995].

- En cuanto a la capacidad predictiva del resultado anormal y la habilidad a la hora de explicar los precios de mercado, se observa una mejora en los modelos que antes incluían interceptos y ahora, sin embargo, son ignorados.

- Los valores intrínsecos siguen infravalorando los valores de mercado. Además, el parámetro de conservadurismo presenta valores negativos muy elevados, lo que le lleva a infravalorarlos aun más. El modelo 3, que ignora el intercepto estimado, consigue una mejora en el sesgo y la eficiencia de las valoraciones, pasando de una infravaloración del 31,18% a una del 27,09%, y de un error absoluto de medio del 44,58% a uno del 42,91%.

- El orden jerárquico de los modelos en función del error absoluto de valoración (MAPE) es exactamente el mismo que el obtenido anteriormente,

salvo la pérdida de una posición de los 3 modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que pasan a ser, con diferencia, los peores modelos.

Estos resultados son fundamentales, pues nos confirman la conveniencia de no incluir interceptos en el LIM, debido, sobre todo, a que su efecto es persistente. La tabla 5.26 compara los resultados del apéndice XVIII que estima y considera los interceptos con los del apéndice XIX, que estima pero no incluye los interceptos.

Tabla 5.26. Errores de predicción según se considere o no los interceptos estimados en el LIM

La siguiente tabla muestra los errores absolutos de predicción del resultado anormal en un horizonte de predicción de hasta 6 años. Los modelos incluidos son aquellos que utilizan interceptos en sus funciones. Entre paréntesis la posición relativa del modelo con respecto a los 10 modelos considerados.

PANEL A: Se incluyen los interceptos en las funciones de expectativas del resultado anormal

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
3	0,0263 (7)	0,0344 (7)	0,0372 (5)	0,0384 (5)	0,0410 (4)	0,0427 (4)
7	0,0187 (1)	0,0284 (2)	0,0317 (2)	0,0334 (1)	0,0331 (3)	0,0298 (1)
8	0,0311 (9)	0,0435 (10)	0,0510 (10)	0,0566 (10)	0,0610 (9)	0,0632 (8)
9	0,0187 (1)	0,0313 (3)	0,0402 (6)	0,0475 (6)	0,0527 (6)	0,0514 (6)
10	0,0187 (1)	0,0316 (4)	0,0412 (7)	0,0487 (7)	0,0536 (7)	0,0538 (7)
N	495	395	306	222	142	65

PANEL B: Se ignoran los interceptos en las funciones de expectativas del resultado anormal

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
3	0,0254 (8)	0,0327 (3)	0,0346 (5)	0,0349 (4)	0,0337 (4)	0,0309 (4)
7	0,0187 (1)	0,0288 (2)	0,0321 (2)	0,0339 (1)	0,0330 (3)	0,0302 (1)
8	0,0332 (9)	0,0456 (10)	0,0505 (10)	0,0489 (8)	0,0424 (8)	0,0343 (7)
9	0,0187 (1)	0,0356 (8)	0,0441 (8)	0,0466 (6)	0,0416 (5)	0,0337 (5)
10	0,0187 (1)	0,0361 (9)	0,0452 (9)	0,0477 (7)	0,0421 (6)	0,0339 (6)
N	495	395	306	222	142	65

Recordemos que los modelo 3 y 8 incluyen un solo intercepto (ω_{10}), mientras que los modelos 7 y 9 incluyen dos (ω_{10} y γ_{10}), y el modelo 10 tres (ω_{10}, γ_{10}, γ_{20}). En los horizontes más largos, todos los modelos cometen errores menores al ignorar los interceptos, salvo el 7. En el horizonte a 6 años la mejora es incluso superior al 40%. La mejora es más significativa cuanto mayor es el horizonte de predicción debido al efecto persistente del intercepto, de manera que su efecto se va acumulando en el tiempo. Por tanto, parece ser preferible no

incluir interceptos en las regresiones. El modelo 7, que ya se comportaba bien con interceptos sigue comportándose bien ignorándolos. La razón por la que no mejora es simple: los interceptos no tenían tanta influencia debido a que los dos interceptos utilizados, ω_{10} y γ_{10} presentaban signos opuestos (véase tabla 5.1-5.3 del apéndice XVIII), compensándose los efectos persistentes de ambos[66]. Eso no pasaba en el modelo 9 o el 10, puesto que los interceptos estimados presentaban mayoritariamente valores positivos.

Por otro lado, también debemos indicar que los interceptos estimados en el vínculo predictivo de los LIMs de los modelos Feltham-Ohlson no han resultado ser significativos al 5% (véanse tablas 5.1, 5.3, 5.5, 5.7 y 5.10). De esta forma su eliminación del análisis no debería afectar en gran medida a las estimaciones del resto de parámetros del LIM.

En consecuencia la utilización de distintos deflactores (patrimonio contable y activo total) y distintas metodologías (considerar o no los interceptos del LIM estimados) no cambian los principales resultados obtenidos. Estos resultados son favorables a los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones del modelo de Ohlson [1995], confirmándose su validez para la predicción de los resultados anormales y para la valoración de acciones. Sin embargo, los resultados son totalmente contrarios a Feltham y Ohlson [1995], puesto que este modelo no refleja desde un punto de vista empírico los efectos del conservadurismo contable.

---

[66] Evidentemente la única diferencia entre los paneles A y B no sólo estriba en considerar o no interceptos, ya que los parámetros del LIM estimados son distintos. Así por ejemplo, en el panel A se han utilizado para el año 1999: ω_{11}=0,67; γ_1=0,35; ω_{11}=0,67; ω_{12}=-0,0004; γ_1=0,45; γ_2=0,86. En el panel B han sido: ω_{11}=0,67; γ_1=0,30; ω_{11}=0,69; ω_{12}=-0,0279;γ_1=0,31; γ_2=0,73. Como puede observarse, salvo en el parámetro de conservadurismo las diferencias son mínimas, e incluso perjudiciales para el panel B, que incorpora parámetros menores y por tanto predicciones y valores menores. Aún así, el panel B consigue mejores resultados en la predicción de resultados anormales.

CAPÍTULO 6 UNA ALTERNATIVA A LA APLICACIÓN EMPÍRICA DE LOS MODELOS FELTHAM-OHLSON

Hemos observado una serie de resultados en el capítulo quinto cuya consideración pensamos que debe llevar a mejorar sensiblemente la aplicación de los modelos Feltham-Ohlson, incrementando su utilidad para la predicción y valoración de las acciones de las empresas. Antes de abordar esta situación alternativa, creemos imprescindible resumir brevemente tres de las principales conclusiones obtenidas en el análisis anterior, cuya consideración puede llevarnos a mejorar la aplicación empírica:

- Los interceptos incluidos en las regresiones tienen un efecto persistente sobre las predicciones de resultados y los valores intrínsecos, asumiendo un papel muy importante. En nuestra opinión que un intercepto incluido por razones econométricas tenga una influencia decisiva en el análisis, incluso mayor que las variables financieras y contables en algunos casos, no es consistente desde un punto de vista económico-financiero.

- El parámetro de conservadurismo del LIM de Feltham y Ohlson [1995] no parece captar realmente el efecto del conservadurismo contable sobre las predicciones de resultados anormales y sobre los valores intrínsecos. La obtención de un valor negativo de este parámetro en su estimación en corte transversal (un mismo parámetro para todas las empresas dentro de un mismo año) lleva al fracaso la aplicación empírica de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995].

- No existe un único modelo basado en los trabajos de Feltham-Ohlson que sirva para valorar adecuadamente todas las empresas del mercado continuo. Distintos modelos sirven para valorar distintas empresas.

En primer lugar, vamos a centrarnos en los interceptos. Ya hemos visto en el capítulo quinto que tienen una influencia decisiva en las empresas más pequeñas. Supongamos que los valores del LIM son los que obtuvimos en la tabla 5.1 y 5.3 para todo el periodo: ω_{10}=0,71; ω_{11}=0,77; γ_{10}=-0,13; γ_1=0,34. Supongamos una empresa pequeña de la muestra con patrimonio contable de 50 millones de euros (percentil 25% de la muestra) y un coste de capital del 10% (aproximadamente la mediana muestral). Si esta empresa presenta unos

resultados anormales de 2,5 millones de euros (ROE anormal = 5%) y los analistas prevén que para el próximo período será de 2,2 millones de euros, su valor de mercado será (función de valoración M7):

$$V_t = bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} +$$

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

$$= bv_t + \frac{1{,}10 \cdot (1-0{,}34) \cdot 0{,}71 + 1{,}10 \cdot (-0{,}13)}{0{,}10 \cdot (1{,}10-0{,}77) \cdot (1{,}10-0{,}34)} - \frac{0{,}77 \cdot 0{,}34 \cdot x_t^a}{(1{,}10-0{,}77) \cdot (1{,}10-0{,}34)} +$$

$$+ \frac{1{,}1 \cdot f_t^{a,t+1}}{(1{,}10-0{,}77) \cdot (1{,}10-0{,}34)} = bv_t + (20{,}55 - 5{,}70) - 1{,}04 x_t^a + 4{,}39 f_t^{a,t+1} =$$

$$= 50 + 14{,}85 - 2{,}61 + 9{,}65 = 71{,}89 \text{ millones de euros.}$$

No entramos a valorar si aproxima o no el precio de mercado adecuadamente, pero la influencia del efecto neto de los dos interceptos es del orden del 29,7% del patrimonio contable, y eso que el efecto negativo de γ_{10} compensa el positivo de ω_{10}. Este efecto es superior al de las predicciones del resultado anormal y de los analistas, que sólo representan un 14,08% del patrimonio contable. No creemos que esto esté fundamentado desde un punto de vista económico, puesto que es posible obtener dos valores positivos (negativos) del intercepto, lo que incrementaría (deprimiría) enormemente el valor de mercado de las empresas, sobre todo de las de menor tamaño. Y esto sin considerar el efecto sobre los modelos de Feltham y Ohlson [1995], donde tienen cabida hasta 3 interceptos distintos. Por ello, proponemos no incluir ningún tipo de intercepto en los LIMs, puesto que además, realmente Feltham-Ohlson no incorporan interceptos en sus LIMs. Así, se eliminaría este problema de valores intrínsecos ficticios demasiado altos o bajos debido a una cuestión meramente econométrica, y además se reduciría el efecto escala, puesto que en el capítulo cuarto vimos que los interceptos eran los principales causantes de dicho efecto.

Esto supone reestimar todas las ecuaciones del LIM y volver a recalcular las predicciones de beneficios y valores intrínsecos de las empresas. Sin embargo, son válidas las funciones de valoración del tercer capítulo, tomando $\omega_{10} = \omega_{20} = \gamma_{10} = \gamma_{20} = 0$.

En segundo lugar, el parámetro de conservadurismo distorsiona seriamente la aplicación de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]. Ignorando interceptos, supongamos una empresa con patrimonio contable de 150 millones de euros (aproximadamente la mediana muestral), resultado anormal de 7,5 millones de euros (ROE anormal = 5%), predicción del resultado anormal del próximo periodo de 7 millones de euros, y valores de los parámetros iguales a los encontrados en el capítulo quinto de esta tesis: ω_{11}=0,77; ω_{12}=-0,02; γ_1=0,34; ω_{22}=1,02. Su valor de mercado será (función de valoración M9):

$$V_t = bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} +$$
$$+ \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} bv_t =$$
$$= bv_t - \frac{0,77 \cdot 0,34 \cdot x_t^a}{(1,10-0,77)\cdot(1,10-0,34)} + \frac{1,1 \cdot f_t^{a,t+1}}{(1,10-0,77)\cdot(1,10-0,34)} +$$
$$+ \frac{1,1\cdot(-0,02)\cdot(1,02-0.34)}{(1,10-0,77)\cdot(1,10-0,34)\cdot(1,10-1,02)} bv_t = 150 - 1,04 x_t^a + 4,39 f_t^{a,t+1} - 0,75 bv_t =$$
$$= 150 - 7,83 + 30,70 - 111,84 = 61,03 \text{ millones de euros.}$$

El efecto del parámetro de conservadurismo es el de deprimir el valor de la empresa en un 75% del patrimonio contable, y eso que su valor es de sólo -0,02. Esto es debido a que un parámetro de conservadurismo negativo tiene la consideración de una contabilidad agresiva en el ámbito de los modelos de Feltham-Ohlson. Así, el patrimonio contable y el resultado contable estarán sobrevalorados, por lo que las predicciones de resultados anormales se fijan a la baja a la hora de valorar la empresa.

En tercer lugar, si nos fijamos en el funcionamiento del LIM y en las funciones de valoración que se obtienen, no podemos sino decir que los modelos Feltham-Ohlson sólo son aplicables a empresas que presentan resultados anormales positivos. Una empresa con resultados anormales negativos no puede valorarse adecuadamente con estos modelos, pues su valor de mercado siempre será inferior al patrimonio contable, incluso puede llegar a ser negativo. Esto sucede porque al aplicar un factor de persistencia entre cero y uno a un resultado anormal negativo, las predicciones de los resultados anormales siempre serán negativas durante un horizonte temporal infinito.

Como ejemplo, supongamos unos parámetros del LIM (ignorando interceptos): ω_{11}=0,77; γ_1=0,34. Supongamos una empresa mediana de la muestra con patrimonio contable de 150 millones de euros y un coste de capital del 10% (aproximadamente la mediana muestral). Si esta empresa presenta unos resultados anormales de -2,5 millones de euros (ROE anormal = -5%) y los analistas prevén que para el próximo período este resultado anormal mejorará, siendo de -1,5 millones de euros, su valor de mercado, a pesar de la mejora esperada en el resultado, será (función valoración M7):

$$V_t = bv_t - \frac{0,77 \cdot 0,34 \cdot x_t^a}{(1,10-0,77)\cdot(1,10-0,34)} + \frac{1,1 \cdot f_t^{a,t+1}}{(1,10-0,77)\cdot(1,10-0,34)} =$$
$$= 150 - 2,61x_t^a + 6,58f_t^{a,t+1} = 146,03 \text{ millones de euros.}$$

Este valor por debajo del patrimonio contable se obtiene porque hasta el infinito las predicciones de resultados de esta empresa serán negativas. Evidentemente, esto no es sostenible desde un punto de vista económico, pues ninguna empresa puede funcionar de manera indefinida con pérdidas anormales.

En nuestra opinión, caben dos interpretaciones a esta situación: o bien estos resultados anormales negativos son percibidos por los inversores como transitorios, o bien la empresa se valora bajo la opción de abandono o liquidación.

En el primer caso, la empresa de manera momentánea presenta pérdidas anormales, pero finalmente logrará tener beneficios anormales positivos o, en todo caso, nulos. Que los resultados anormales reviertan de signo es una situación que no puede captarla el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson, puesto que supondría considerar un parámetro de persistencia negativo. Esto no es sostenible desde un punto de vista económico, puesto que supondría que una empresa obtendría alternativamente y de manera indefinida resultados anormales negativos los años pares y positivos los años impares. Sin embargo, que los inversores consideren esos resultados anormales transitorios, puesto que serán cero en el futuro, es una situación que refleja perfectamente el modelo 1 (ω_{11}=0).

El segundo caso también viene incorporado en el LIM, puesto que el patrimonio contable sería ese valor de referencia de abandono o liquidación de

la empresa, lo que se corresponde con el modelo 1 considerado en la tesis, esto es $\omega_{11}=0$ y $V_t=bv_t$.

Estos razonamientos están en consonancia con los trabajos de Hayn [1995] y Collins, Pincus y Xie [1999], que muestran la diferente percepción por parte de los inversores de unos resultados positivos y negativos, de forma que el patrimonio contable sirve como subrogado relevante del valor de las empresas con pérdidas y como subrogado de la opción de abandono de las empresas con mayor probabilidad de cesar sus operaciones y liquidarse (Collins, Pincus y Xie [1999, p. 29]). En similares términos se refieren los trabajos de Burgstahler y Dichev [1997] y Berger, Ofek y Swary [1996]. De esta forma, el valor de una empresa tiene un techo mínimo, su valor de liquidación, de abandono o adaptación, que puede aproximarse a través del patrimonio contable.

Además, este razonamiento también está relacionado con la evidencia obtenida en el gráfico 5.2, puesto que parece ser que las empresas más rentables (mayores ROEs anormales) siguen una evolución de los resultados anormales basadas en parámetros de persistencia altos (cercanos a uno). Sin embargo en las empresas menos rentables un parámetro de persistencia nulo parece más adecuado. Por ello, se hace imprescindible realizar una aplicación contextual, permitiendo que los parámetros varíen en función del signo del resultado anormal.

6.1. Análisis contextual en función del signo de la rentabilidad anormal de la empresa

Como hemos explicado, el factor de persistencia de unos resultados anormales negativos debe ser nulo, o al menos inferior al de unos positivos. Podemos aplicar esta evidencia a nuestros modelos, aplicando distintos parámetros del LIM según el signo del resultado anormal de la empresa. Así, si una empresa presenta resultados anormales negativos, y el mercado los ve como meramente transitorios, su factor de persistencia se acercará a un valor nulo ($\omega_{11}=0$), de manera que el límite inferior de su valor sería el patrimonio contable ($V_t=bv_t$).

Por ello, procedemos a reestimar las ecuaciones del LIM a través del procedimiento que a continuación detallamos. De esta forma, podemos

comprobar si realmente tener en consideración esta diferencia aporta una mejora de los distintos modelos en la tarea de predecir los resultados anormales futuros y de explicar los precios observados en el mercado. La metodología adoptada es la siguiente:

- Modelo de Ohlson [1995]:

$$\text{LIM:} \quad \begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{11} x_t^a + \omega_{11}^{+} D_1 x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned} \tag{76}$$

donde:

D_1: variable dicotómica que toma el valor 1 si el resultado anormal de la empresa j en el momento t es positivo, y 0 en otro caso.

ω_{11}: factor de persistencia de las observaciones con D_1=0

$\omega_{11} + \omega_{11}^{+}$: factor de persistencia de las observaciones con D_1=1

1) Estimamos el factor de persistencia del resultado anormal a través de la siguiente regresión:

$$\frac{x_{j,t}^{a}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{11} \frac{x_{j,t-1}^{a}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11}^{+} D_1 \frac{x_{j,t-1}^{a}}{bv_{j,t-1}} + u_{1j,t} \tag{77}$$

2) Una vez estimados los factores de persistencia del resultado anormal, la variable "otra información" se mediría como:

$$v_{1t} = E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] - \omega_{11,t} x_t^a - \omega_{11,t}^{+} D_1 x_t^a = f_t^{a,t+1} - \omega_{11,t} x_t^a - \omega_{11,t}^{+} D_1 x_t^a \tag{78}$$

3) Tras calcular la "otra información", estimamos su factor de persistencia:

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{2j,t} \tag{79}$$

Ahora ya podremos calcular todas las predicciones de resultados y valores intrínsecos de los modelos basados en Ohlson [1995] que utilicen valores intermedios de los parámetros (modelos 3 y 7, véase capítulo tercero). Sirven las expresiones allí calculadas. La única diferencia será que hay dos parámetros de persistencia del resultado anormal, uno para las empresas con pérdidas anormales y otro para las empresas con beneficios anormales.

No hemos considerado oportuno incluir la variable dicotómica en la segunda ecuación del LIM debido a que la "otra información" está medida en forma de impactos. Así, que los resultados anormales sean positivos o negativos no es una señal que nos indique si el impacto de otros hechos relevantes es positivo o negativo, y mucho menos si existe una diferente persistencia de ese impacto. Es decir, una empresa puede ser muy o poco rentable y puede existir información en el mercado, diferente a la de su rentabilidad anormal, tanto indicativa de una mejora como de un empeoramiento de sus expectativas futuras.

- Modelo de Feltham y Ohlson [1995]:

$$\text{LIM:}\quad \begin{aligned} x^a_{t+1} &= \omega_{11} x^a_t + \omega^+_{11} D_1 x^a_t + \omega_{12} bv_t + \omega^+_{12} D_1 bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} &= \omega_{22} bv_t + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{1t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \tag{80}$$

donde:

D_1: variable dicotómica que toma el valor 1 si el resultado anormal de la empresa j en el momento t es positivo, y 0 en otro caso.

ω_{11}: factor de persistencia de las observaciones con D_1=0

$\omega_{11} + \omega^+_{11}$: factor de persistencia de las observaciones con D_1=1

ω_{12}: factor de conservadurismo de las observaciones con D_1=0

$\omega_{12} + \omega^+_{12}$: factor de conservadurismo de las observaciones con D_1=1

1) Estimamos el factor de persistencia del resultado anormal y el factor de conservadurismo a través de la siguiente regresión:

$$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{11} \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega^+_{11} D_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega^+_{12} D_1 \frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{1j,t} \tag{81}$$

2) Una vez estimados los parámetros, la primera de las variables de la "otra información" se mediría como:

$$\begin{aligned} v_{1t} &= E_t\left[x^a_{t+1}\right] - \omega_{11,t} x^a_t - \omega^+_{11,t} D_1 x^a_t - \omega_{12,t} bv_t - \omega^+_{12,t} D_1 bv_t = \\ &= f^{a,t+1}_t - \omega_{11,t} x^a_t - \omega^+_{11,t} D_1 x^a_t - \omega_{12,t} bv_t - \omega^+_{12,t} D_1 bv_t \end{aligned} \tag{82}$$

3) Tras calcular la "otra información", estimamos su factor de persistencia:

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{3j,t} \tag{83}$$

4) Utilizamos la misma metodología empleada en el capítulo quinto para calcular el parámetro ω_{22}, cuyos resultados se recogen en la tabla 5.8

5) Calculamos la segunda de las variables de la "otra información", a través de la expresión:

$$v_{2j,t} = E_t\left[bv_{t+1}\right] - \omega_{22,t} bv_t = bv_t^{t+1} - \omega_{22,t} bv_t \tag{84}$$

6) Tras calcular la segunda "otra información", estimamos su factor de persistencia:

$$\frac{v_{2j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{4j,t} \tag{85}$$

Ahora ya podremos calcular todas las predicciones de resultados y valores intrínsecos de los modelos 8, 9 y 10 considerados en el capítulo tercero, que eran los que se basaban en Feltham y Ohlson [1995]. Sirven las expresiones allí calculadas. La única diferencia será que hay dos parámetros de persistencia del resultado anormal y de conservadurismo contable, uno para las empresas con pérdidas anormales y otro para las empresas con beneficios anormales.

La obtención de un parámetro de conservadurismo contable diferente para las empresas con pérdidas y beneficios anormales lo basamos en que el conservadurismo sí tiene influencia en el nivel de rentabilidad anormal actual. Así, una empresa puede presentar un resultado anormal actual positivo debido al empleo de métodos más o menos conservadores que los de otra empresa que ha obtenido resultados anormales negativos. El resto de ecuaciones sólo tienen impacto sobre la rentabilidad anormal futura.

6.2. Resultados del análisis contextual: Estimaciones en función del signo de la rentabilidad anormal de la empresa

6.2.1.1. Vínculo predictivo: Contraste de la estructura del LIM

a) LIM de Ohlson [1995]

En primer lugar analizamos el LIM basado en Ohlson [1995] que permite parámetros de persistencia del resultado anormal diferentes según el signo de ésta última variable. Los resultados se muestran en la tabla 6.1. En cuanto al factor de persistencia del resultado anormal se observa que éste difiere en las empresas con resultados anormales positivos y negativos con p-valores inferiores al 1% en todos los años excepto en 1993, que lo es con p-valor inferior al 10%. Los resultados anormales negativos persisten a una tasa media entre cero y uno, y presenta un valor en torno a 0,60. Esta persistencia es bastante elevada, de forma que las empresas con resultados anormales negativos siguen presentándolos durante varios años, no revirtiendo hasta un plazo relativamente largo. En las empresas con resultados anormales positivos, éstos persisten de manera indefinida, pues presentan un parámetro superior a uno en todos los años, aunque según el test de Wald no es significativamente distinto de este valor al 5% en ninguno de los años. Puesto que para que los valores intrínsecos sean convergentes necesitamos un parámetro de persistencia como mucho de 1, y dado que éste parámetro no es significativamente distinto de este valor, tomamos una persistencia máxima de 1 para las empresas con resultados anormales positivos para el resto de los cálculos.

En el cálculo de la "otra información" y su posterior estimación de la persistencia no se observan diferencias significativas con respecto a los valores que obtuvimos en el capítulo quinto (véase tabla 5.3). Así, la “otra información” presenta una persistencia pequeña (véanse las tres últimas columnas de la tabla 6.1), estando comprendida dicha pesistencia entre sus valores teóricos de cero y uno.

Tabla 6.1 - Resultados de la estimación del LIM de Ohlson [1995] en función del signo del resultado anormal

La tabla muestra los resultados de la estimación de las regresiones (77) y (79) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el año T y de "otra información" que va desde el año 1992 hasta el año T: $\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega^+_{11}D_1\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{1j,t}$; $\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_1\frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{2j,t}$, siendo D_1=1 si el resultado anormal es positivo y D_1=0 si es negativo. $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; $v_{1t,j}$: "Otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (78): $v_{1t} = f^{a,t+1}_t - \omega_{11,t}x^a_t - \omega^+_{11,t}D_1x^a_t$, donde $\hat{\omega}_{11,t}$, $\hat{\omega}^+_{11,t}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en esta misma tabla (valor máximo $\omega_{11} + \omega^+_{11}$=1); R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald(-): Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: ω_{11}=1; Wald(+): Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11} + \omega^+_{11}$=1. **La significatividad de la tercera columna se refiere al contraste H_0: ω^+_{11}=0**.

T	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{11} + \hat{\omega}^+_{11}$	R^2	N	Wald(-)	Wald(+)	$\hat{\gamma}_1$	R^2	N
1993	0,81***	1,05*	0,64	177	4,61**	0,36	0,37**	0,17	89
1994	0,60***	1,07***	0,54	265	41,72***	0,97	0,14*	0,05	172
1995	0,60***	1,05***	0,51	350	40,76***	0,98	0,16*	0,04	249
1996	0,67***	1,03***	0,51	439	27,18***	0,19	0,19**	0,05	328
1997	0,62***	1,04***	0,47	528	36,51***	0,43	0,19**	0,05	407
1998	0,60***	1,09***	0,45	622	35,68***	3,41*	0,21***	0,05	493
1999	0,59***	1,09***	0,47	708	36,64***	3,71*	0,27***	0,07	573

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

b) LIM de Feltham y Ohlson [1995]

Como se observa en la tabla 6.2, los resultados de la persistencia de los resultados anormales positivos y negativos son similares a los obtenidos en el LIM de Ohlson [1995]: la persistencia de los resultados anormales negativos es intermedia, si bien inferior al caso de Ohlson [1995] (tabla 6.1) y al caso general del capítulo 5 (tabla 5.5), de manera que sólo revierten a medio plazo; mientras que los positivos persisten de manera indefinida. Sólo la estimación de 1995 rechaza que la persistencia de los resultados anormales positivos sea igual a uno.

Tabla 6.2 - Resultados de la estimación de la primera ecuación del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados dela estimación de la regresión (81) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el T:

$\frac{x^a_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega^+_{11}D_1\frac{x^a_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12}\frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + \omega^+_{12}D_1\frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{1j,t}$; siendo D_1=1 si el resultado anormal es positivo y D_1=0 si es negativo. $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald(-): Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: ω_{11}=1; Wald(+): Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11} + \omega^+_{11}$ =1. **La significatividad de la tercera y quinta columna se refieren al contraste H_0: ω^+_{11} =0, y H_0: ω^+_{12} =0, respectivamente.**

T	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{11} + \hat{\omega}^+_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{12} + \hat{\omega}^+_{12}$	R^2	N	Wald (-)	Wald (+)
1993	0,68***	1,05**	-0,0845***	0,0005***	067	177	11,52***	0,20
1994	0,48***	0,97***	-0,0625***	0,0190***	0,57	265	55,07***	0,14
1995	0,48***	0,87***	-0,0553***	0,0416***	0,54	350	53,75***	4,73**
1996	0,54***	0,87***	-0,0476***	0,0345***	0,54	439	37,82***	2,28
1997	0,50***	0,90***	-0,0435***	0,0306***	0,50	528	45,14***	1,97
1998	0,49***	0,94***	-0,0384***	0,0315***	0,47	622	42,00***	0,98
1999	0,48***	0,93***	-0,0390***	0,0326***	0,49	708	44,30***	1,39

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

Más concluyentes, si cabe, son los resultados en torno al parámetro de conservadurismo, puesto que para las empresas con resultados anormales negativos éste es negativo y significativo, mientras que en las empresas más rentables éste es positivo, siendo la diferencia significativa al 1% en todos los periodos analizados[67]. Hay dos posibles explicaciones a esta evidencia: o bien el modelo de Feltham y Ohlson [1995] no recoge adecuadamente el efecto conservadurismo de forma que no funciona adecuadamente para las empresas menos rentables, o bien éstas empresas utilizan una contabilidad agresiva en lugar de conservadora. En el entorno de los sistemas contables existentes a nivel español e internacional, no creemos que la segunda explicación domine, ni mucho menos, a la primera.

[67] Los resultados de la regresión sin deflactar o con el activo total como deflactor muestran este mismo fenómeno.

Tabla 6.3 - Resultados de la estimación del resto de ecuaciones del LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de las regresiones (83) y (85) con información de la "otra información" desde 1992 hasta el año T: $\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{3j,t}$ $\frac{v_{2j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + u_{4j,t}$, $v_{1t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el resultado anormal de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (82): $v_{1t} = f_t^{a,t+1} - \omega_{11,t} x_t^a - \omega_{11,t}^+ D_1 x_t^a - \omega_{12,t} bv_t - \omega_{12,t}^+ D_1 bv_t$, donde $\hat{\omega}_{11,t}$, $\hat{\omega}_{11,t}^+$ y $\hat{\omega}_{12,t}$, $\hat{\omega}_{12,t}^+$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en la Tabla 6.2; $v_{2t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (84): $v_{2j,t} = bv_t^{t+1} - \omega_{22,t} bv_t$, donde $\hat{\omega}_{22,t}$ es el parámetro que se muestran en esta misma tabla; $x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t-1}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t-1; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión

T	ω_{22}	$\hat{\gamma}_1$	R^2	N	$\hat{\gamma}_2$	R^2	N
1993	1,0143	0,43***	0,34	89	0,65***	0,30	82
1994	1,0162	0,27***	0,14	172	0,37***	0,14	165
1995	1,0181	0,29***	0,14	249	0,47***	0,17	243
1996	1,0190	0,32***	0,13	328	0,60***	0,27	323
1997	1,0216	0,28***	0,10	407	0,73***	0,36	404
1998	1,0238	0,26***	0,09	493	0,82***	0,44	490
1999	1,0255	0,26***	0,09	573	0,88***	0,50	570

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

El resto de las ecuaciones estimadas no ofrecen grandes diferencias a mencionar respecto de los resultados obtenidos en el capítulo quinto (tablas 5.7 y 5.10), tal y como se observa en la tabla 6.3. El parámetro de crecimiento del patrimonio contable se mide de la misma forma que en el capítulo quinto, por lo que presenta los mismos valores. La segunda de las variables de la "otra información" no se ve influenciada por ningún parámetro afectado por la diferenciación en el signo de los resultados anormales, por lo que se obtienen valores prácticamente idénticos, pues la única diferencia con respecto a la regresión del capítulo anterior está en la desaparición del término intercepto γ_{20}. Sin embargo, la primera variable de la "otra información" sí se ve afectada, pues depende de ω_{11}, que es distinto según el signo de la rentabilidad anormal. Si

embargo, tampoco se obtienen parámetros estimados muy diferentes, si bien son ligeramente inferiores a los que obtuvimos en la tabla 5.7.

6.2.1.2. Vínculo predictivo: Errores de predicción de los resultados anormales

Una vez estimados los parámetros del LIM, podemos proceder a comparar si la habilidad para predecir los resultados anormales de los modelos 3, 7, 8, 9 y 10, que son los que utilizan las estimaciones de los parámetros, es superior a la mostrada en el capítulo anterior, en el que no diferenciábamos entre resultados anormales negativos y positivos. Los resultados se muestran en la tabla 6.4. No aparecen los modelos 1, 2, 4, 5, y 6 pues no cambian sus resultados con respecto a los de la tabla 5.13 al no depender sus predicciones y valoraciones de los parámetros estimados, sino de los valores extremos. Sin embargo, si que hemos incluido la combinación de los mismos. La combinación de los modelos 1 y 2, en el que se predicen los resultados anormales mediante el modelo 1 (transitoriedad) si el resultado anormal es negativo o mediante el modelo 2 (permanencia) si el resultado anormal es positivo. A su vez, si incluimos la "otra información" se combinan el modelo 4 (transitoriedad - resultados anormales negativos) y 5 (persistencia de un parámetro - resultados anormales positivos). De esta forma podemos ver si los nuevos modelos que utilizan dos parámetros distintos en función del signo del resultado anormal, mejoran las predicciones de unos modelos que también utilizan dos parámetros extremos distintos (0 y 1), según el signo del resultado anormal.

Si comparamos las tablas 5.13 y 6.4 observamos mejoras importantes en la exactitud de los modelos en todos los horizontes de predicción[68]. El modelo 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y distingue la persistencia del resultado anormal según su signo, sigue siendo el mejor de los modelos a corto y medio plazo, incluso por encima de la combinación de los modelos 1-2 y 4-5. No obstante, a largo plazo, son estas dos combinaciones, las que presentan menores errores de predicción, quizás influenciados por los modelos 1 y 4 que son transitorios. Ya vimos en la tabla 5.13 que a muy largo

[68] En las predicciones a un año se obtienen los mismos errores cuando se tiene en cuenta la "otra información" puesto que en estos casos la predicción del resultado anormal siempre es la basada en los analistas financieros, independientemente de su signo y del valor del parámetro de persistencia.

plazo considerar que el resultado anormal es cero era lo mejor que podíamos hacer. Así pues, la mejor opción para predecir los resultados anormales es seguir la metodología que hemos expuesto en este capítulo sexto, de forma que los resultados anormales negativos son meramente transitorios o presentan una persistencia inferior a los resultados anormales positivos, que sí parecen mantenerse permanentes.

Tabla 6.4. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (Error medio Absoluto de Predicción-MAPE- de 1 a 6 años)

t=1993-1998; τ=1-6 años; $E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$: Predicción del resultado anormal a τ años para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis, y que se muestran el apéndice XX; $x^a_{t+\tau,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t+τ-1, t+τ); N: número total de errores de predicción calculados. Los errores absolutos de predicción aparecen deflactados por el patrimonio contable total a principios del periodo.

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1-2	0,0633	0,0710	0,0710	0,0741	**0,0755**	**0,0754**
3	0,0542	0,0713	0,0761	0,0844	0,0895	0,1006
4-5	**0,0457**	0,0695	0,0709	0,0727	0,0772	0,0765
7	**0,0457**	**0,0654**	**0,0688**	**0,0709**	0,0792	0,0808
8	0,0734	0,1026	0,1195	0,1399	0,1650	0,1955
9	**0,0457**	0,0711	0,0909	0,1133	0,1415	0,1720
10	**0,0457**	0,0709	0,0910	0,1142	0,1385	0,1716
N	495	395	306	222	142	65

La combinación de los modelos 1 y 2, que están basados en Ohlson [1995] e ignoran la "otra información", utiliza un parámetro de persistencia de 1 si el resultado anormal del periodo t es positivo, y un parámetro de persistencia 0 si el resultado anormal es negativo. El modelo 3 es una combinación lineal de los dos casos extremos mencionados, de manera que utiliza un parámetro ω_{11} para las observaciones con resultados anormales negativos y un parámetro $\omega_{11}+\omega^{+}_{11}$ para las positivas. El valor de estos parámetros está disponibles en la tabla 6.1. La combinación de los modelos 4 y 5 incorpora la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos: el modelo 4 supone que el resultado anormal y la "otra información" son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el modelo 5 supone que una de estas dos variables es permanente y la otra transitoria $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=f^{a,t+1}_t$. Por ello, la combinación utiliza el modelo 4 si los resultados anormales son negativos y el modelo 5 si los resultados anormales son positivos. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. El modelo 7 necesita las estimaciones de los parámetros del LIM, que podemos observar en la tabla 6.1. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que pueden verse en las tablas 6.2 y 6.3. **En negrita los errores menores para cada horizonte temporal**.

Tabla 6.5. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (MAPE- de 1 a 6 años) en función del signo del resultado anormal

t=1993-1998; τ=1-6 años; $E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$: Predicción del resultado anormal a τ años para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis, y que se muestran el apéndice XX; $x^a_{t+\tau,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t+τ-1, t+τ); N: número total de errores de predicción calculados. Los errores absolutos de predicción aparecen deflactados por el patrimonio contable total a principios del periodo.

(+) Errores de predicción de las observaciones con resultado anormal positivo
(-) Errores de predicción de las observaciones con resultado anormal negativo

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1-2 (+)	0,0427	0,0527	0,0578	0,0711	0,0718	0,0739
3 (+)	0,0426	0,0529	0,0573	0,0711	0,0718	0,0739
4-5 (+)	**0,0386**	0,0494	0,0576	0,0669	0,0777	0,0791
7 (+)	**0,0386**	0,0510	0,0579	0,0677	0,0807	0,0832
8 (+)	0,0464	0,0558	0,0550	**0,0585**	**0,0605**	**0,0731**
9 (+)	**0,0386**	0,0482	**0,0516**	0,0601	0,0720	0,0835
10 (+)	**0,0386**	**0,0481**	0,0517	0,0615	0,0721	0,0833
1-2 (-)	0,0851	0,8580	0,0792	0,0757	**0,0770**	**0,0758**
3 (-)	0,0665	0,0862	0,0876	0,0914	0,0969	0,1080
4-5 (-)	**0,0533**	0,0858	0,0792	0,0757	**0,0770**	**0,0758**
7 (-)	**0,0533**	**0,0771**	**0,0756**	**0,0726**	0,0786	0,0801
8 (-)	0,1019	0,1407	0,1595	0,1822	0,2089	0,2291
9 (-)	**0,0533**	0,0897	0,1152	0,1410	0,1707	0,1963
10 (-)	**0,0533**	0,0893	0,1153	0,1417	0,1664	0,1959
N	**495**	**395**	**306**	**222**	**142**	**65**

La combinación de los modelos 1 y 2, que están basados en Ohlson [1995] e ignoran la "otra información", utiliza el modelo 2 (ω_{11}=1) si el resultado anormal del periodo t es positivo, y el modelo 1 (ω_{11}=0) si el resultado anormal es negativo. El modelo 3 es una combinación lineal de los dos casos extremos mencionados, de manera que utiliza un parámetro ω_{11} para las observaciones con resultados anormales negativos y un parámetro $\omega_{11}+\omega^+_{11}$ para las positivas. El valor de estos parámetros está disponible en la tabla 6.1. La combinación de los modelos 4 y 5 incorpora la "otra información" y utiliza el modelo 4 ($\omega_{11}=\gamma_1=0$) si los resultados anormales son negativos, y el modelo 5 ($\omega_{11}+\gamma_1=1$; $\omega_{11}\gamma_1=0$) si los resultados anormales son positivos. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. El modelo 7 necesita las estimaciones de los parámetros del LIM, que podemos observar en la tabla 6.1. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que pueden verse en las tablas 6.2 y 6.3. **En negrita los errores de predicción más pequeños para las submuestras positiva y negativa**.

Las mejoras también son evidentes en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], modelos 8 a 10, aunque siguen siendo los peores modelos. Recordemos que para las empresas con resultados anormales negativos se utilizan parámetros de conservadurismo negativos, lo que es inconsistente con los supuestos teóricos del modelo. Para comprobar si esta mala aplicación de los modelos de Feltham y Ohlson [1995] se debe a este valor negativo del parámetro, desagregamos los errores de predicción en las dos submuestras, la de resultados anormales negativos y positivos. La tabla 6.5 muestra los resultados.

Efectivamente, los modelos 8 a 10 predicen mucho mejor los resultados de las empresas con resultados anormales positivos que los de aquéllas con resultados anormales negativos. De hecho, si tuviéramos que predecir los resultados anormales de una empresa que presenta un resultado anormal positivo, la mejor forma realizar esta tarea sería mediante el empleo de los modelos 9 y 10 en horizonte más cortos, y el modelo 8 en horizontes a más largo plazo. Sin embargo, si tuviéramos que predecir los resultados anormales de una empresa con un valor de éstos negativo, lo mejor sería utilizar el modelo 7, a corto y medio plazo, y posteriormente un modelo de resultados anormales transitorios, el 1 o el 4 (recordemos que las combinaciones 1-2 y 4-5 utilizan los modelos 1 y 4 para los resultados anormales negativos). De esta forma, parece ser que los resultados anormales negativos revierten a cero en un horizonte temporal medio de 4 años.

6.2.1.3. Vínculo valorativo: Explicación de los precios de mercado

La tabla 6.6, que muestra los resultados más importantes en cuanto a los valores del ratio V/P, y su comparación con la tabla 5.14, nos permite analizar si la diferenciación entre unos resultados anormales positivos y negativos consigue explicar los precios de mercado de forma insesgada.

Los resultados conjuntos (panel A) muestran que sólo dos modelos consiguen estimar los precios de mercado de manera insesgada: el modelo 7, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y distingue diferentes persistencia según el signo del resultado anormal; y la combinación del modelo 4 y 5, que tiene en cuenta la "otra información" y valora a las empresas con persistencia temporal si presentan resultados anormales negativos y permanente si son positivos.

Tabla 6.6. Valores promedio del ratio V/P

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios observados en el mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año t (t=1993-1999). Mediana: Valor mediano del ratio V/P; Nº casos V>P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; Nº casos V<P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número de ratios V/P calculados en 1993-1999 es 603

PANEL A: Ratio V/P de todas las observaciones

N=603	Media	Mediana	Nº casos V>P	Nº casos V<P
Modelo 1-2	1,0430*	0,9341*	267	336
Modelo 3	0,9444**	0,8599***	235	368
Modelo 4-5	1,0076	0,9127***	253	350
Modelo 7	0,9900	0,9007***	241	362
Modelo 8	1,8633***	0,8784***	292	311
Modelo 9	1,8086***	0,8940***	291	312
Modelo 10	2,1681***	1,1109***	310	293

PANEL B: Valores promedio del ratio V/P por signos del resultado anormal

(+) Observaciones con resultado anormal positivo

(-) Observaciones con resultado anormal negativo

N=603	(+) Media	(+) V>P	(+) V<P	(-) Media	(-) V>P	(-) V<P
Modelo 1-2	1,0175	141	194	1,0749**	126	142
Modelo 3	1,0175	141	194	0,8530***	94	174
Modelo 4-5	1,0067	136	199	1,0087	117	151
Modelo 7	1,0055	136	199	0,9707	105	163
Modelo 8	3,3289***	292	43	0,0313***	0	268
Modelo 9	3,1986***	291	44	0,0711***	0	268
Modelo 10	3,8242***	304	31	0,0979***	6	262
N	335	335		268	268	

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

La combinación de los modelos 1 y 2, que están basados en Ohlson [1995] e ignoran la "otra información", utiliza un parámetro de persistencia de 1 si el resultado anormal del periodo t es positivo, y un parámetro de persistencia 0 si el resultado anormal es negativo. El modelo 3 es una combinación lineal de estos dos casos extremos, de manera que utiliza un parámetro ω_{11} para las observaciones con resultados anormales negativos y un parámetro $\omega_{11}+\omega_{11}^{+}$ para las positivas. El valor de estos parámetros están disponibles en la tabla 6.1. La combinación de los modelos 4 y 5 incorpora la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos. Por ello, la combinación utiliza el modelo 4 si los resultados anormales son negativos y el modelo 5 si los resultados anormales son positivos. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. El modelo 7 necesita las estimaciones de los parámetros del LIM, que podemos observar en la tabla 6.1. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que pueden verse en las tablas 6.2 y 6.3.

A su vez, aunque se siguen infravalorando muchas empresas, el número de errores de infravaloración y sobrevaloración se iguala con respecto a los que obtuvimos en la tabla 5.14. A su vez, ambos modelos parecen explicar los precios de forma insesgada tanto para las empresas con resultados anormales positivos y negativos (véase panel B tabla 6.6), por lo que se observan importantes mejoras en la aplicación de los modelos basados en Ohlson [1995] que incorporan la "otra información".

Sin embargo, los resultados de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] son pésimos, puesto que sobrevaloran los precios de mercado. Este resultado es paradójico, puesto que en el capítulo quinto obtuvimos que estos modelos infravaloraban sistemáticamente y en gran medida los precios de mercados. Para comprobar si esta sobrevaloración se debe a las observaciones positivas o negativas del resultado anormal, desagregamos los errores de estas observaciones. Los resultados del panel B de la tabla 6.6 no dejan lugar para la duda: se producen grandísimos errores positivos (negativos) en las empresas con resultados anormales positivos (negativos). En nuestra opinión esto solo puede deberse a un motivo: los valores intrínsecos son muy sensibles al valor del parámetro de conservadurismo, de forma que cuando éste es negativo (positivo), lo que sucede en las empresas con resultados anormales negativos (positivos), los modelos inducen una persistencia temporal ilimitada de los futuros resultados anormales negativos (positivos), lo que lleva a grandes errores de valoración negativos (positivos).

Todo ello nos lleva a plantear la siguiente cuestión ¿Por qué los resultados de los errores de predicción de resultados anormales positivos eran muy buenos para los modelos de Feltham y Ohlson [1995] (tabla 6.5)? Recordemos que estos errores de predicción están realizados en los horizontes más lejanos por los valores del LIM en los primeros años, y en estos años el valor del parámetro de conservadurismo de las empresas con resultados anormales positivos era pequeño. De hecho, los errores de predicciones a 5 y 6 años están realizados exclusivamente con las predicciones realizadas en 1993 y 1994, puesto que sólo disponemos de información hasta 1999. En horizontes más cortos las predicciones de resultados anormales todavía no se ven afectadas por el alto valor del parámetro de conservadurismo; de hecho las predicciones a un año siempre son $f_t^{a,t+1}$, independientemente del valor de los parámetros utilizados, como ya explicamos en el capítulo tercero. Por ello, los modelos

predecían bien los resultados anormales para las empresas con valores positivos de esta última variable. Sin embargo, esto no sucedía en las empresas con resultados anormales negativos, puesto que el parámetro de conservadurismo de éstas era negativo y de importe elevado en cualquier año. Por ello, los resultados eran pésimos para las predicciones de estas empresas.

Para corroborar este razonamiento, calculamos el ratio V/P de las empresas con resultados anormales positivos para los años 1993 y 1994, años en los que el parámetro de conservadurismo era pequeño y positivo para estas empresas. Los resultados nos indican que en 1993 para las observaciones positivas los ratios V/P de los modelos 8 a 10 se situaron en torno a 0,70 (infravaloración), mientras que en 1994 se situaron en torno a 2,00 (sobrevaloración). Por tanto, un parámetro ω_{12}=0,0005 aparece como demasiado pequeño, pero un parámetro ω_{12}=0,0190 es demasiado elevado.

Esta elevada sensibilidad de los resultados debido al parámetro de conservadurismo no ha sido documentada en ningún estudio de la literatura previa. Estudios de serie temporal, como el de Myers [1999], concluían que el patrimonio contable por sí sólo explica tanto como modelos más completos, pero no encontraba explicación alguna del fenómeno observado. Quizás ésta puede ser una de las posibles explicaciones, pues al estimar los parámetros en serie temporal para cada empresa individual seguramente se obtendrían valores altos y bajos del parámetro de conservadurismo para muchas empresas[69]. En un apartado posterior tratamos esta sensibilidad de los resultados al parámetro de conservadurismo.

En cuanto a la exactitud de las predicciones, la tabla 6.7 muestra los errores de valoración absolutos de los modelos considerados en este capítulo sexto. Los modelos de Feltham y Ohlson [1995] siguen presentando una pésima valoración intrínseca de las acciones de las empresas, por lo que no añadimos más a lo anteriormente dicho. Sin embargo, los modelos basados en Ohlson [1995] sí que reducen sensiblemente los errores en las valoraciones, presentado

[69] Concretamente, el percentil 20% de la distribución de parámetros de conservadurismo obtenido por Myers [1999] es de -0,071, por lo que al menos un 20% de la muestra utiliza un valor grande y negativo de dicho importe.

todos ellos errores similares en torno a 0,35, pero menores que los vistos en la tabla 5.17, que superaban un error de 0,40.

Tabla 6.7. Sesgo y exactitud de las valoraciones de los modelos considerados según el signo del resultado anormal

La tabla muestra los errores de valoración cometidos por cada uno de los modelos, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante del tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MAPE: Error absoluto de valoración medio. <20: Número de veces que el error absoluto de valoración es inferior al 20%. >20: Número de veces que el error absoluto de valoración es superior al 20%; Mejor: Número de veces que el modelo estudiado proporciona la mejor estimación del precio de mercado de entre todos los considerados.

(+) Submuestra de empresas con resultados anormales positivos (N=335 valores)

(-) Submuestra de empresas con resultados anormales negativos (N=268 valores)

N=603	MAPE	<20	>20	mejor	(+) MAPE	<20	>20	mejor	(-) MAPE	<20	>20	mejor
Modelo 1-2	0,3549	210	393	162	0,3475	120	215	61	0,3641	90	178	101
Modelo 4-5	0,3510	211	392	58	0,3346	120	215	34	0,3714	91	177	24
Modelo 3	0,3782	206	397	98	0,3475	120	215	61	0,4165	86	182	37
Modelo 7	0,3556	203	400	205	0,3422	115	220	114	0,3723	88	180	91
Modelo 8	0,8704	30	573	20	0,7917	30	305	17	0,9687	0	268	3
Modelo 9	0,8435	34	569	30	0,7753	32	303	24	0,9289	2	266	6
Modelo 10	0,8809	26	577	33	0,8342	22	313	25	0,9392	4	264	8

La combinación de los modelos 1 y 2, que están basados en Ohlson [1995] e ignoran la "otra información", utiliza un parámetro de persistencia de 1 si el resultado anormal del periodo t es positivo, y un parámetro de persistencia 0 si el resultado anormal es negativo. El modelo 3 es una combinación lineal de estos dos casos extremos, de manera que utiliza un parámetro ω_{11} para las observaciones con resultados anormales negativos y un parámetro $\omega_{11}+\omega_{11}^{+}$ para las positivas. El valor de estos parámetros están disponibles en la tabla 6.1. La combinación de los modelos 4 y 5 incorpora la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos. Por ello, la combinación utiliza el modelo 4 si los resultados anormales son negativos y el modelo 5 si los resultados anormales son positivos. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. El modelo 7 necesita las estimaciones de los parámetros del LIM, que podemos observar en la tabla 6.1. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que pueden verse en las tablas 6.2 y 6.3.

A su vez, la desagregación de los errores en las submuestras positivas y negativas nos indica que se cometen menores errores en las empresas con resultados anormales positivos (aproximadamente 0,34) que en aquellas con valores negativos de esta variable (en torno a 0,37). El mejor modelo para explicar los precios observados en el mercado resulta ser la combinación del 4-5, si bien el modelo 7 resulta ser el modelo más exacto en 114 de los 335 casos positivos. Estos modelos incorporan la "otra información", por lo que se subraya la importancia de esta variable. En cuanto a las observaciones negativas, el mejor modelo resulta ser el 1-2, que es el más exacto en 101 de los 268 casos. A su vez, el modelo 7 también explica bastante bien el precio de estas empresas con un acierto de 91 de los 268 casos posibles.

Así, parece evidente que el mercado valora de forma distinta unos resultados anormales negativos y positivos: las empresas que presentan valores negativos de esta variable son valoradas mediante modelos transitorios, como el 1 o el 4, o modelos que prevén una persistencia menor de estos resultados con respecto a unos positivos. Sin embargo, las empresas que presentan resultados anormales positivos parece ser que son valoradas por los inversores mediante modelos permanentes.

Por último, podemos proceder a realizar la comparación de los coeficientes implícitos en la función de valoración utilizada en estos modelos con los observados en una regresión con precios históricos que diferencia entre resultados anormales positivos y negativos. En la tabla 6.8 aparecen estos coeficientes implícitos, que son los que hemos utilizado para valorar las empresas con resultados anormales positivos y negativos en este análisis contextual. Para las observaciones positivas de los resultados anormales se utilizan coeficientes sobre esta variable o su predicción elevados, en consonancia con la alta permanencia de los mismos. Sin embargo, para los resultados anormales negativos se utilizan coeficientes mucho más pequeños, en consonancia con la transitoriedad de los mismos. Además aquí se observan claramente los problemas de los modelos de basados en Feltham y Ohlson [1995]: para las observaciones positivas el valor es más de 5 veces superior a su patrimonio contable o su predicción (5,59 en el modelo ocho; 5,32 en el modelo nueve; 17,19-12,13=5,06 en el modelo diez). Esto provoca la obtención de valores intrínsecos muy elevados. En el caso de los resultados anormales

negativos estos coeficientes no sólo no son aproximadamente uno, sino que son negativos, lo que deprime los valores intrínsecos.

Tabla 6.8. Coeficientes de valoración implícitos en cada uno de los LIMs de los modelos considerados

La tabla muestra el coeficiente medio utilizado para calcular los 335 valores intrínsecos de las empresas con resultados anormales positivos en el periodo 1993-1999 y los 268 valores intrínsecos de las empresas con resultados anormales negativos, según el modelo utilizado. La fórmula general hace referencia a la siguiente expresión: $V_t = d_0 + d_1 bv_t + d_2 x_t^a + d_3 f_t^{a,t+1} + d_4 bv_t^{t+1}$, donde las coeficientes d_t dependen de los parámetros del LIM, y son diferentes según el signo de los resultados anormales. Sus expresiones pueden encontrarse en el capítulo tercero de la tesis, y las estimaciones de sus parámetros en los resultados del vínculo predictivo (tablas 6.1 a 6.3). $V_{j,t}$: valor intrínseco calculado al cierre del periodo t; $x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal a un año, realizada en función de la predicción del beneficio del consenso de los analistas financieros. bv_t^{t+1} : predicción del patrimonio contable a un año, realizada en función de las predicciones de beneficios y dividendos y del cumplimiento de la relación del excedente limpio.

	Resultados anormales positivos					Resultados anormales negativos				
N=603	d_0	d_1	d_2	d_3	d_4	d_0	d_1	d_2	d_3	d_4
Modelo 1-2	0	1	13,02	0	0	0	1	0	0	0
Modelo 3	0	1	13,04	0	0	0	1	1,66	0	0
Modelo 4-5	0	1	0	13,02	0	0	1	0	0,90	0
Modelo 7	0	1	-3,26	16,30	0	0	1	-0,54	3,12	0
Modelo 8	0	5,59	6,20	0	0	0	-0,44	1,02	0	0
Modelo 9	0	5,32	-2,22	9,06	0	0	-0,27	-0,47	2,62	0
Modelo 10	0	-12,13	-2,22	9,06	17,19	0	3,08	-0,47	2,62	-3,30

Para comparar estos coeficientes implícitos, realizamos las siguientes regresiones con toda la información disponible desde 1993 hasta 1999 de las mismas 603 observaciones con las que hemos calculados los valores intrínsecos:

- Los coeficientes de valoración utilizados en los modelos 1-2, 3 y 8 los comparamos con los utilizados por los inversores en los precios de mercado, estimados a través de la siguiente regresión con precios históricos:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + a_1^+ D_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + a_2 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + a_2^+ D_1 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + u_{1j,t} \qquad (86)$$

donde recordemos que D_1 es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el resultado anormal presenta un valor positivo y un valor de 0 en otro caso.

- Los coeficientes de valoración utilizados en los modelos 4-5, 7 y 9 los comparamos con los utilizados por los inversores en los precios de mercado, estimados a través de la siguiente regresión con precios históricos:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = b_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + b_1^+ D_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + b_2 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + b_2^+ D_1 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + b_3 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + b_3^+ D_1 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + u_{2j,t} \qquad (87)$$

- Los coeficientes de valoración utilizados en el modelo 10 los comparamos con los utilizados por los inversores en los precios de mercado, estimados a través de la siguiente regresión con precios históricos:

$$\begin{aligned} \frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} &= c_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + c_1^+ D_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + c_2 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + c_2^+ D_1 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + c_3 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + \\ &+ c_3^+ D_1 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4 \frac{bv_t^{t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4^+ D_1 \frac{bv_t^{t+1}}{bv_{j,t-1}} + u_{3j,t} \end{aligned} \qquad (88)$$

Los resultados de las regresiones son concluyentes (véase tabla 6.9): los inversores valoran las empresas que presentan resultados anormales positivos de manera muy diferente a las que presentan resultados anormales negativos, puesto que todos los coeficientes c_i^+ son significativos con p-valores inferiores al 5%.

Las dos primeras regresiones llegan a idénticos resultados. Las empresas con peores rentabilidades anormales se valoran ligeramente por encima de su patrimonio contable (1,17), mientras que se espera una reversión en el signo de los resultados anormales (-0,91), si bien el coeficiente es muy pequeño, no llegando a ser la unidad. De esta forma, en nuestra opinión es posible que la empresa esté siendo valorada por su techo mínimo (patrimonio contable), corregido levemente por el conservadurismo con que está medido este patrimonio contable y por la posibilidad de que en un futuro la empresa mejore su rentabilidad. El hecho de que las predicciones de los analistas no sean relevantes en las empresas peores es un indicativo claro de que estas empresas

son valoradas de forma distinta, descansando el peso valorativo en el patrimonio contable.

Tabla 6.9. Coeficientes obtenidos en una regresión de mercado

La tabla muestra los principales resultados de las estimaciones de las regresiones (86) a (88): $\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = c_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + c_1^+ D_1 \frac{bv_t}{bv_{j,t-1}} + c_2 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + c_2^+ D_1 \frac{x_t^a}{bv_{j,t-1}} + c_3 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_3^+ D_1 \frac{f_t^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4 \frac{bv_t^{t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4^+ D_1 \frac{bv_t^{t+1}}{bv_{j,t-1}} + u_{3j,t}$; siendo $D_1=1$ si el resultado anormal es positivo y $D_1=0$ si el resultado anormal es negativo; $P_{j,t}$: precio de mercado observado en el cierre del periodo t; $x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal a un año, realizada en función de la predicción del beneficio del consenso de los analistas financieros. bv_t^{t+1} : predicción del patrimonio contable a un año, realizada en función de las predicciones de beneficios y dividendos y del cumplimiento de la relación del excedente limpio. La regresión se realiza con los mismos 603 casos en los que se ha podido calcular los valores intrínecos, de los que 335 provienen de empresas con resultados anormales positivos y 268 de empresas con resultados anormales negativos. La significatividad de los coeficientes de las columnas c_i hace referencia a la hipótesis H_0: $c_i=0$; mientras que **la significatividad de los coeficientes de las columnas $c_i + c_i^+$ hace referencia a la hipótesis H_0: $c_i^+ = 0$**

Regresión	c_1	$c_1 + c_1^+$	c_2	$c_2 + c_2^+$	c_3	$c_3 + c_3^+$	c_4	$c_4 + c_4^+$	N
(86)	1,17***	1,62***	-0,91***	8,78***	-	-	-	-	603
(87)	1,16***	1,59***	-0,83*	3,55**	-0,23	5,88**			603
(88)	-3,25***	0,25**	-0,92***	3,31**	-2,78***	5,53***	4,03***	1,22**	603

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

En cuanto a las empresas con rentabilidades anormales positivas, se valoran por aproximadamente un 60% más de su patrimonio contable (corrección por el conservadurismo contable) más casi 9 veces su resultado anormal o su predicción basada en los analistas. Este coeficiente es elevado y refleja la alta persistencia que los inversores atribuyen a esta rentabilidad anormal. La diferencia entre la segunda y la primera regresión estriba en que la predicción del resultado anormal basada en los analistas adquiera parte de la relevancia valorativa del resultado anormal.

Por último, la tercera regresión muestra los mismos aspectos comentados en cuanto a los resultados anormales y su predicción basada en los analistas. La diferencia con respecto a las dos primeras regresiones radica en que la predicción del patrimonio contable asume la relevancia valorativa del

patrimonio contable. En las empresas con pérdidas anormales, esa predicción asume toda la importancia con valor positivo y alto, lo que es totalmente lógico si estas empresas se valoran mediante este techo mínimo. Sin embargo, en las empresas con beneficios anormales, esta predicción es relevante y significativa pero no se le atribuye tanto peso en la valoración.

Si procedemos a comparar las tablas 6.8 (coeficientes de valoración utilizados en esta tesis) y 6.9 (coeficientes observados en el mercado de capitales) llegamos a las siguientes conclusiones:

1) Modelos 1-2, 3 y 8 (ignoran la "otra información) versus Regresión (86)

- Caso resultado anormal positivo:

El patrimonio contable está medido de manera conservadora, pues los inversores ponderan en los precios un coeficiente superior a 1, que era justo el valor esperado baja una contabilidad insesgada. El modelo 8 intenta tener en cuenta este aspecto pero falla en su intento por captarlo, pues la contabilidad aparece en este modelo como mucho más conservadora de lo que los inversores incluyen en los precios. A su vez, en el precio de mercado está incorporado un coeficiente alto sobre el resultado anormal (8,78), al igual que los tres modelos utilizados, siendo el 8 (6,20) el que más se acerca. Por ello, el modelo 8, basado en Feltham y Ohlson [1995] no recoge de manera adecuada este conservadurismo contable, pero sí la influencia de los resultados anormales positivos. Los modelos 1-2 y 3 compensan con un coeficiente implícito alto (aproximadamente de 13) el hecho de no tener en cuenta el conservadurismo contable.

- Caso resultado anormal negativo:

En los modelos 1-2 y 3 se cumple lo esperado en torno al patrimonio contable, pero no así sobre el resultado anormal negativo, puesto que pondera en los precios con signo positivo. Esto está indicando una posible reversión esperada por los inversores en el signo del resultado anormal, algo que como ya hemos explicado, no puede captarse mediante un LIM. El modelo 8, de nuevo, no refleja las expectativas de los inversores, puesto que mientras éstos valoran la empresa bajo la opción de abandono (c_1=1,17), el modelo 8 considera una relación negativa entre patrimonio contable y valor (d_1=-0,44). Esto es fruto de la incapacidad del modelo para captar el conservadurismo contable.

2) Modelos 4-5, 7 y 9 (una variable de la "otra información") versus Regresión (87)

En cuanto al patrimonio contable y su conservadurismo, se extraen las mismas conclusiones que hemos reflejado en los dos párrafos anteriores, por lo que nos centramos en las predicciones del resultado anormal basada en los analistas. En este sentido, se encuentra la relación esperada en la submuestra de empresas más rentables: positiva entre precio y predicción de los analistas. No obstante, el coeficiente es bastante más pequeño en la regresión de mercado, debido a que el resultado anormal no llega a perder toda su relevancia, presentado un signo positivo aunque de cuantía modesta. En el caso de la submuestra de resultados anormales negativos se llegan a resultados contrarios a los esperados: la predicción de los analistas no es significativa, mientras que se espera una reversión de dichos resultados anormales, si bien con un nivel de significatividad de sólo un 10%.

3) Modelo 10 (utiliza las dos variables de la "otra información") versus Regresión (88)

El modelo 10 fracasa en su intento de modelizar el efecto del conservadurismo, puesto que los inversores tienen en cuenta relaciones totalmente distintas. Sin embargo, con la misma matización que en el caso anterior para la submuestra de resultados anormales negativos, sí parece reflejar mejor la ponderación de los resultados anormales y su predicción. En cuanto a las predicciones del patrimonio contable, de nuevo el modelo falla en este aspecto, debido, como no, al conservadurismo contable.

Así pues, dadas las grandes diferencias entre los coeficientes implícitos en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] y los observados en regresiones de mercado, podemos preguntarnos qué valores aproximados de los parámetros del LIM son los utilizados por los inversores.

Para ello utilizamos el modelo 8, que es el más sencillo y nos permite obtener una visión en torno al parámetro de conservadurismo incorporado en los precios de mercado. Recordemos que el modelo 8 utiliza la siguiente función de valoración:

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} bv_t$$

Si tomamos el valor medio del coste de capital de las 603 observaciones del periodo 1993-1999, y ω_{22} el valor medio del parámetro en 1993-1999 (véase tabla 5.8), esto es, r=0,0961 y ω_{22}=1,0198, entonces resolviendo el siguiente sistema de ecuaciones donde utilizamos los coeficientes a_i obtenidos en la primera regresión (86), podemos obtener ω_{11} y ω_{12}:

$$\frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} \approx 8,78 \qquad \Rightarrow \qquad \omega_{11} = 0,98$$

$$1 + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \approx 1,62 \qquad \Rightarrow \qquad \omega_{12} = 0,0050$$

Así pues, el parámetro de conservadurismo incluido en los precios es tan pequeño como de 0,0050. Ya vimos en la tabla 6.2 que los parámetros obtenidos en el LIM para las empresas con resultados anormales positivos eran muy grandes, superiores a 0,03 desde 1995, y que eso nos llevaba a cometer grandes errores de valoración. Una vez más, el análisis aquí realizado parece confirmar este razonamiento. En un apartado posterior abordamos con detalle esta fuerte sensibilidad al parámetro de conservadurismo en los resultados de la aplicación empírica de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995].

6.2.1.4. Vínculo valorativo: Predicción de las rentabilidades de mercado futuras

Hemos visto que los modelos presentados en este capítulo han sido capaces de cometer menores errores en la valoración de los títulos. Para ello, hemos tomado como referencia los precios observados en el mercado, esto es, hemos aceptado la hipótesis de eficiencia del mercado. Ahora bien, podemos relajar esta hipótesis y analizar si mediante la utilización de una estrategia de inversión basada en el ratio V/P (comprar acciones infravaloradas temporalmente -ratio V/P alto-, vender acciones sobrevaloradas temporalmente -ratio V/P bajo) podemos alcanzar rentabilidades anormales positivas. Este resultado nos estaría indicando un cierto retraso por parte del mercado en incorporar toda la información contenida en los valores intrínsecos.

Con este propósito repetimos el análisis de rentabilidades explicado en el capítulo cuarto, construyendo cuatro carteras en función del ratio V/P, utilizando los valores intrínsecos calculados con los parámetros obtenidos en este capítulo, que diferencia entre empresas con resultados anormales positivos y negativos.

a) Contrastes de sección cruzada

Las rentabilidades realizadas acumuladas de cada cartera y modelo se muestran en la tabla 6.10. Los resultados obtenidos son similares a los del capítulo quinto. Así, los ratios V/P basados en Ohlson [1995] no consiguen rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado a un nivel de significatividad del 10%, pero sí que se observa un cierto patrón de comportamiento, puesto que la última cartera siempre es la que obtiene mayores rentabilidades acumuladas. De esta forma, en estos modelos la estrategia de comprar la cartera 4 y vender la cartera 1 obtiene rendimientos acumulados positivos en todos los modelos y horizontes temporales considerados. Su importe es similar al que observamos en el capitulo quinto, donde no diferenciábamos las empresas según el signo de su rentabilidad anormal. Además, el importe del diferencial de rentabilidad, lejos de decrecer en el tiempo, se mantiene o incluso aumenta., pero no es significtivo.

Sin embargo, el comportamiento de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] (8 a 10) parece mucho más aleatorio, ya que salvo la cartera 3, el resto de carteras son las que mayor rentabilidad acumulada consiguen en más de una ocasión. Además el diferencial de rentabilidad de la estrategia mencionada anteriormente consigue rendimientos negativos y positivos, sin ningún tipo de patrón de comportamiento y sin ser significativas en ningún caso. Por tanto, o bien el mercado incorpora en los precios toda la información incorporada en estos modelos, o bien la incapacidad de estos modelos para calcular los valores intrínsecos hace que la formación de carteras en función del ratio V/P sea meramente aleatoria.

Ahora bien, es posible que las carteras formadas presenten diferencias de riesgo entre ellas, por lo que sería imprescindible ajustar las rentabilidades acumuladas en función de dicho riesgo asociado a cada una de ellas. La tabla 6.11 muestra los resultados más importantes de la realización de esta tarea.

Tabla 6.10. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum, expresión (67)) de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la 4 presenta los ratios V/P más elevados. Los modelos utilizan distintos parámetros del LIM según el signo del resultado anormal. Los modelos 1-2 y 4-5 utilizan el modelo 1 y 4, respectivamente, para las empresas con pérdidas anormales y el 2 y el 5, respectivamente, para las empresas con beneficios anormales; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades; C1 a C4: Media de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum) de las 4 carteras consideradas; C4-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades realizadas acumuladas entre la cartera 4 y la 1.

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C4	C4-C1	P-valor
	6	**1,1716**	**1,1752**	**1,1233**	**1,2244**	**0,0528**	**0,39**
	12	1,1336	1,1690	1,1489	1,1971	0,0635	0,58
1-2	**18**	1,3862	1,3863	1,4024	1,5137	0,1275	0,41
	24	1,3789	1,4170	1,4126	1,5504	0,1715	0,35
	36	1,7988	1,8447	1,8033	2,0309	0,2321	0,44
	6	1,1912	1,1688	1,1208	1,2173	0,0261	0,62
	12	1,1471	1,1775	1,1307	1,2048	0,0577	0,63
4-5	**18**	1,4055	1,3966	1,3542	1,5467	0,1412	0,35
	24	1,3857	1,4242	1,3533	1,5912	0,2055	0,20
	36	1,8473	1,8644	1,7670	1,9773	0,1301	0,66
	6	1,1910	1,1738	1,1303	1,2045	0,0135	0,78
	12	1,1335	1,1639	1,1510	1,2147	0,0811	0,49
3	**18**	1,4128	1,3772	1,4086	1,5145	0,1016	0,37
	24	1,3670	1,4125	1,4253	1,5716	0,2046	0,22
	36	1,8122	1,8265	1,7922	2,0889	0,2768	0,39
	6	1,1731	1,1754	1,1346	1,2128	0,0397	0,53
	12	1,1496	1,1594	1,1539	1,2084	0,0589	0,64
7	**18**	1,3922	1,3894	1,3863	1,5562	0,1640	0,42
	24	1,3722	1,4588	1,3916	1,5651	0,1928	0,27
	36	1,7631	1,9186	1,8110	1,9358	0,1727	0,47
	6	1,2262	1,2245	1,1789	1,1535	-0,0727	0,28
	12	1,2110	1,2313	1,1829	1,2049	-0,0060	0,94
8	**18**	1,6195	1,6846	1,4762	1,5027	-0,1168	0,37
	24	1,5346	1,7048	1,4685	1,5543	0,0198	0,87
	36	1,9291	2,2459	1,8076	1,9890	0,0598	0,65
	6	1,1986	1,2360	1,1685	1,1741	-0,0246	0,59
	12	1,2073	1,2154	1,1864	1,2420	0,0348	0,65
9	**18**	1,6502	1,5820	1,4720	1,5566	-0,0936	0,47
	24	1,6038	1,5551	1,4569	1,6158	0,0120	0,92
	36	2,0382	1,7382	1,9166	1,9480	-0,0902	0,25
	6	1,1988	1,2522	1,1533	1,1767	-0,0221	0,68
	12	1,2203	1,2430	1,1648	1,2298	0,0095	0,91
10	**18**	1,6307	1,6631	1,4385	1,5461	-0,0845	0,29
	24	1,5669	1,6492	1,4250	1,5908	0,0239	0,61
	36	2,0048	1,9865	1,7230	1,9460	-0,0589	0,13

En rojo la cartera que consigue mayor rentabilidad acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En azul las rentabilidades acumuladas positivas obtenidas al comprar la cartera 4 y vender la 1

Tabla 6.11. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas y de las betas medias de cada una de las carteras formadas en función del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada año comprendido en el periodo 1993-99. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la 4 presenta los ratios V/P más elevados. Los modelos utilizan distintos parámetros del LIM según el signo del resultado anormal. Los modelos 1-2 y 4-5 utilizan el modelo 1 y 4, respectivamente, para las empresas con pérdidas anormales y el 2 y el 5, respectivamente, para las empresas con beneficios anormales; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C4: Media de las AACoR de las carteras 1 y 4; C4-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la 1; β1 y β4: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) las carteras 1 y 4; β4-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 4 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 4 y la 1.

Modelo	Meses	C1	C4	C4-C1	P-valor	β1	β4	β4- β1	P-valor
	6	-0,0465	0,0219	0,0684	0,22	1,21	1,08	-0,13	0,16
	12	-0,0553	-0,0009	0,0544	0,64	1,21	1,09	-0,12	0,21
1-2	18	-0,1179	-0,0695	0,0485	0,70	1,20	1,12	-0,09	0,42
	24	-0,1135	-0,0293	0,0842	0,46	1,20	1,12	-0,08	0,49
	36	-0,1933	-0,0558	0,1376	0,38	1,19	1,16	-0,03	0,77
	6	-0,0407	0,0202	0,0610	0,21	1,26	1,04	-0,21	0,07
	12	-0,0486	0,0091	0,0576	0,62	1,25	1,05	-0,20	0,09
4-5	18	-0,1095	-0,0370	0,0724	0,57	1,26	1,08	-0,18	0,22
	24	-0,1068	0,0072	0,1139	0,31	1,26	1,08	-0,17	0,25
	36	-0,1393	-0,1078	0,0315	0,87	1,24	1,13	-0,11	0,44
	6	-0,0368	0,0096	0,0465	0,23	1,28	1,04	-0,24	0,05
	12	-0,0582	0,0159	0,0741	0,50	1,28	1,05	-0,23	0,06
3	18	-0,1286	-0,0596	0,0690	0,51	1,29	1,07	-0,22	0,14
	24	-0,1413	-0,0094	0,1319	0,22	1,30	1,07	-0,23	0,14
	36	-0,2609	0,0027	0,2636	0,19	1,31	1,09	-0,22	0,20
	6	-0,0584	0,0240	0,0823	0,24	1,26	1,01	-0,25	0,03
	12	-0,0445	0,0154	0,0599	0,63	1,26	1,03	-0,23	0,04
7	18	-0,1361	-0,0179	0,1182	0,53	1,27	1,05	-0,22	0,12
	24	-0,1328	-0,0105	0,1223	0,41	1,27	1,06	-0,21	0,15
	36	-0,2759	-0,1200	0,1558	0,35	1,25	1,11	-0,14	0,33
	6	-0,0203	0,0062	0,0265	0,42	1,12	0,74	-0,38	0,06
	12	-0,0223	0,0375	0,0598	0,43	1,12	0,75	-0,37	0,06
8	18	-0,0341	0,0298	0,0638	0,31	1,09	0,76	-0,33	0,15
	24	-0,0453	0,0768	0,1221	0,29	1,10	0,77	-0,33	0,14
	36	-0,0480	0,0980	0,1460	0,41	1,05	0,79	-0,26	0,28
	6	-0,0362	0,0182	0,0543	0,22	1,09	0,74	-0,35	0,08
	12	-0,0139	0,0623	0,0762	0,41	1,09	0,75	-0,34	0,09
9	18	0,0397	0,0683	0,0286	0,43	1,06	0,76	-0,30	0,21
	24	0,0716	0,1203	0,0488	0,25	1,06	0,77	-0,30	0,20
	36	0,1645	0,0770	-0,0875	0,24	0,99	0,79	-0,20	0,39
	6	-0,0338	0,0172	0,0510	0,27	1,10	0,75	-0,35	0,09
	12	0,0029	0,0447	0,0418	0,66	1,11	0,76	-0,35	0,09
10	18	0,0320	0,0434	0,0113	0,74	1,06	0,77	-0,29	0,23
	24	0,0449	0,0841	0,0392	0,44	1,07	0,78	-0,29	0,22
	36	0,1472	0,0463	-0,1008	0,41	0,99	0,80	-0,19	0,40

En azul la AACoR media positiva obtenida al comprar la cartera 4 y vender la cartera 1.

Para los modelos basados en Ohlson [1995] todas las estrategias realizadas obtienen rentabilidades anormales acumuladas positivas en todos los horizontes temporales considerados, esto es, no sólo la cartera 4 obtiene mayor rentabilidad acumulada que la cartera 1, sino que una vez ajustamos por riesgo este diferencial de rentabilidad aumenta. Esto es así porque los modelos permiten la detección de diferencias de riesgo entre los distintos títulos. Además, la dirección de estas diferencias de riesgo es idéntica en todos los modelos: los títulos de la cartera 1 son más arriesgados que los de la cartera 4, si bien sólo en los plazos más cortos aparece esta diferencia estadísticamente significativa al 10%.

Por otro lado, si comparamos las rentabilidades anormales acumuladas que obtuvimos en el análisis general (tablas 5.23 y 5.24) con las del análisis contextual (tabla 6.11) podemos observar que el importe de estas rentabilidades es superior en el enfoque contextual. Además, aunque estas rentabilidades anormales siguen apareciendo como no significativas, podemos subrayar una disminución en los p-valores de la tabla 6.11.

Resultados similares se obtienen en los modelos 8 a 10, puesto que, a pesar de que no existen diferencias estadísticamente significativas la estrategia de inversión realizada obtiene rendimientos anormales positivos en un plazo de hasta 24 meses. Este resultado se consigue debido al inferior riesgo sistemático de los títulos incluidos en la última de las carteras.

En definitiva, aunque seguimos sin poder rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado, sí podemos advertir un patrón de comportamiento concreto en la estrategia de inversión propuesta, de manera que se obtiene sistemáticamente mayores rentabilidades en la cartera de ratios V/P alto, que además está compuesta por títulos menos arriesgados[70].

La siguiente cuestión a resolver es la razón por la que se da la circunstancia descrita en torno al menor riesgo de las carteras de ratio V/P alto. De forma similar a la evidencia hallada en el análisis de rentabilidades del

[70] Por simplicidad en la presentación de los resultados no se han introducido en la tabla 6.11 la información sobre las carteras 2 y 3. En todos los modelos las dos primeras carteras siempre presentan mayor beta de mercado que los dos últimos modelos, siendo las diferencias más acusadas en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] (modelos 8 a 10).

capítulo quinto, la diferenciación en la aplicación de los modelos en función del signo del resultado anormal induce a que los títulos de empresas con resultados anormales positivos (negativos) aparezcan en las últimas (primeras carteras). Esto es así porque los parámetros utilizados son distintos según dicho signo (persistencia alta para los positivos, transitoriedad para los negativos).

De esta forma, los valores intrínsecos de las empresas con beneficios anormales superarán ampliamente su patrimonio contable, mientras que los de las empresas con pérdidas anormales serán iguales o incluso inferiores a dicho patrimonio contable. Las primeras tendrán una mayor propensión a aparecer en las últimas carteras mientras que las segundas tenderán a aparecer en la primera cartera. A su vez, como ya detallamos en el capítulo quinto, las empresas con pérdidas anormales son percibidas como más arriesgadas por los inversores (beta media de 1,37 frente a una beta media de 1,00), por lo que una vez ajustamos por dicho riesgo las diferencias a favor de la cartera 4 aumentan, aunque siguen sin ser significativas.

Este resultado pone de relieve la persistencia de los resultados anormales de las diferentes empresas, puesto que invertir en estos títulos es más seguro y se obtienen mayores rentabilidades que el resto de títulos, es decir, no sólo percibe el mercado que las empresas seguirán siendo rentables sino que sus precios de mercado siguen subiendo, al menos tanto como el resto de empresas, y si bien las diferencias con éstas no son estadísticamente significativas.

b) Contrastes de serie temporal

Podemos completar el estudio del análisis en sección cruzada con el resultante del análisis en serie temporal. Los resultados (tabla 6.12) se muestran conforme a lo dicho anteriormente, si bien habría que matizar dos conclusiones. En primer lugar, las diferencias de riesgo entre las carteras 1 y 4 no son significativas para los modelos basados en Ohlson [1995], apareciendo las carteras equilibradas en cuanto al mismo. Por tanto, la diferenciación del signo del resultado anormal parece ser importante, pero no hasta el extremo de clasificar las empresas en función exclusivamente de este signo, captando el ratio otros atributos de valor. En segundo lugar, existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado para la estrategia V/P basada en los modelos 8 a 10 (p-valores inferiores al 5%).

Tabla 6.12. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (71) y (72):

$$R_{pt} - rf_t = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \; ; \; (R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At}$$

$R_{p,t}$: rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t; rf_t: rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t; $Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t; α_p: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o *alfa de Jensen* para la cartera p; β_p: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p; α_A: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje; β_A: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje; P-Valor: P-valor del contraste de significatividad de los coeficientes α_A y β_A.

Modelo	α_1	α_4	α_A	P-valor	β_1	β_4	β_A	P-valor
1-2	-0,0051	-0,0017	0,0034	0,28	1,09	1,03	-0,06	0,45
4-5	-0,0047	-0,0011	0,0036	0,30	1,11	1,04	-0,07	0,47
3	-0,0056	-0,0008	0,0048	0,18	1,10	0,98	-0,12	0,22
7	-0,0042	-0,0011	0,0031	0,35	1,12	1,02	-0,09	0,15
8	-0,0056	0,0023	0,0079	0,03	1,11	0,63	-0,48	0,00
9	-0,0054	0,0025	0,0079	0,01	1,09	0,67	-0,42	0,00
10	-0,0052	0,0014	0,0066	0,04	1,10	0,70	-0,40	0,00

En color azul las rentabilidades ajustadas por riego positivas de la cartera de arbitraje; en color rojo los riesgos sistemáticos significativos de la cartera de arbitraje.

Para una mejor comprensión de estas conclusiones creemos imprescindible realizar un análisis descriptivo de las características de las empresas que se han revelado como importantes en la percepción del mercado del riesgo de los títulos: rentabilidad anormal y tamaño. La tabla 6.13 muestra esta descripción. La estrategia implementada según los cuatro primeros modelos, que están basados en Ohlson [1995], estaría correlacionada con una estrategia que compraría los títulos de las empresas pequeñas y más rentables y vendería los títulos de las empresas con pérdidas anormales. Dado que, como vimos en el capítulo quinto, las empresas pequeñas y las empresas con pérdidas anormales son percibidas por el mercado como más arriesgadas, en la cartera 4 se compensa el mayor riesgo de las empresas pequeñas con el menor riesgo de las empresas más rentables, no observándose diferencias de riesgo significativas con respecto a la primera cartera. Sin embargo, en los modelos 8 a 10 la estrategia de inversión basada en el ratio V/P compraría las acciones de empresas más rentables y vendería las de las empresas con pérdidas anormales, percibiéndose claramente la cartera 4 como menos arriesgada que la cartera 1. Aunque no se observan grandes diferencias en el tamaño, los títulos de las empresas que forman las carteras 1 y 2 aparecen como más pequeñas que los de las carteras 3 y 4, lo que favorece el menor riesgo de estas últimas.

Tabla 6.13. Tamaño y rentabilidad anormal de los títulos pertenecientes a cada cartera

Modelo: Modelo utilizado para calcular los valores intrínsecos (V) que sirven de base para la realización de estrategias V/P; β_p: riesgo sistemático medio de la cartera p; P_p: valor de mercado medio de los títulos de la cartera p (en millones de euros); R_p: ROE anormal media de los títulos integrantes de la cartera p

Modelo	β_1	β_2	β_3	β_4	P_1	P_2	P_3	P_4	R_1	R_2	R_3	R_4
1-2	1,09	1,03	0,78	1,03	1840	1622	1525	453	-2,73	1,52	0,78	4,64
4-5	1,11	0,98	0,80	1,04	1757	1542	1582	561	-5,79	4,98	2,12	2,92
3	1,10	1,01	0,83	0,98	1616	1688	1619	520	-10,61	3,85	2,99	8,15
7	1,12	0,97	0,84	1,02	1786	1473	1600	582	-4,04	5,09	3,72	-0,63
8	1,11	1,10	0,95	0,63	1011	1169	1963	1544	-12,74	8,21	12,71	8,12
9	1,09	1,20	0,94	0,67	1087	1018	2103	1398	-10,87	5,01	11,75	6,30
10	1,10	1,12	0,95	0,70	1111	1156	2169	1233	-7,20	2,42	10,04	3,54

En definitiva, el análisis realizado en este apartado nos muestra que la estrategia de inversión realizada para los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] está muy correlacionada con la estrategia de invertir según el signo del resultado anormal. Esta estrategia obtiene rentabilidades anormales positivas significativas, lo que sería indicativo de una mayor rentabilidad de las acciones con beneficios anormales. Los resultados de los modelos basados en Ohlson [1995], aunque no son significativos, muestran la misma tendencia sin la percepción de distinto riesgo entre las carteras extremas, de manera que se observa la obtención de mayores rentabilidades en las carteras con ratio V/P alto[71].

6.3. Acerca de la sensibilidad de los errores de valoración del modelo de Feltham y Ohlson [1995] al valor estimado del parámetro de conservadurismo

Los resultados del estudio empírico realizado sugieren una fuerte sensibilidad de los resultados obtenidos a los valores estimados del parámetro de conservadurismo del modelo de Feltham y Ohlson [1995]. Así, los valores negativos obtenidos en el análisis de la muestra conjunta (capítulo 5) distorsionan el funcionamiento de estos modelos, siendo de los peores para la

[71] En el apéndice XVII están disponibles los resultados de la formación de quintiles en función del ratio V/P. Los resultados encontrados son similares a los presentados en este subapartado.

predicción de resultados anormales y valoración de acciones. En este capítulo hemos diferenciado las empresas con resultados anormales positivos y negativos, lo que nos ha permitido averiguar que el modelo de Feltham y Ohlson [1995] falla especialmente en las empresas con resultados anormales negativos. En las empresas con resultados anormales positivos sí que se obtienen parámetros de conservadurismo de signo positivo, si bien el alto valor de este parámetro sigue distorsionando la aplicación de estos modelos.

Para mostrar la alta sensibilidad de la aplicación de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] llevamos a cabo dos últimos análisis. En primer lugar, recalculamos los errores absolutos de predicción de los modelos 8 a 10, utilizando los valores estimados en el LIM y que se muestran en las tablas 6.2 y 6.3, y sustituyendo las estimaciones del parámetro de conservadurismo por valores entre -0,02 y 0,025, más pequeños en valor absolutos de los encontrados en la estimación del LIM. Los errores absolutos de valoración se muestran en la tabla 6.14.

Los resultados, efectivamente, muestran la fuerte sensibilidad hacia el parámetro de conservadurismo, de forma que sólo se explican relativamente bien los precios existentes en el mercado mediante parámetros de conservadurismo cuyos valores están comprendidos entre 0 y 0,0025 aproximadamente. El mejor parámetro de conservadurismo para la submuestra de resultados anormales positivos es ω_{12}=0,0010 y para submuestra de resultados anormales negativos es ω_{12}=0. Los tres modelos cometen aproximadamente los mismos errores de valoración, y en estos casos cometen exactamente los mismos errores que los mejores modelos de Ohlson [1995]. Por tanto, en este escenario de poco sirve dedicar algún esfuerzo hacia la aplicación de modelos que incluyen el conservadurismo contable de Feltham y Ohlson [1995], puesto que en el mejor de los casos apenas mejoraríamos los modelos basados en Ohlson [1995]. Este resultado confirmaría el fracaso del parámetro ω_{12} para captar realmente todos los efectos del conservadurismo contable.

Tabla 6.14: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo

La tabla muestra los errores absolutos de valoración de los modelos 8, 9 y 10; calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante de tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los valores intrínsecos necesitan las estimaciones de los parámetros de LIM, cuyos valores pueden observarse en las tablas 6.2 y 6.3. Sin embargo, el parámetro de conservadurismo toma los valores que se muestran en la primera columna de esta tabla. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MAPE: Error absoluto medio de valoración de los 603 valores intrínsecos calculados; MAPE (+): Error absoluto medio de valoración de los 335 valores intrínsecos que se corresponden con resultados anormales positivos; MAPE (-): Error absoluto medio de valoración de los 268 valores intrínsecos que se corresponden con resultados anormales negativos.

	MODELO 8			**MODELO 9**			**MODELO 10**		
ω_{12}	**MAPE**	**MAPE (+)**	**MAPE (-)**	**MAPE**	**MAPE (+)**	**MAPE (-)**	**MAPE**	**MAPE (+)**	**MAPE (-)**
-0,0200	0,796	0,955	0,598	0,749	0,929	0,524	0,774	0,961	0,540
-0,0100	0,669	0,837	0,458	0,621	0,790	0,409	0,660	0,859	0,411
-0,0050	0,541	0,641	0,415	0,498	0,594	0,378	0,537	0,668	0,374
-0,0005	0,384	0,372	0,398	0,364	0,361	0,369	0,366	0,364	**0,368**
0,0000	0,374	0,355	**0,397**	0,355	0,344	**0,369**	0,355	0,344	0,369
0,0005	0,368	0,344	0,398	0,350	0,334	0,370	0,349	0,333	0,370
0,0010	**0,368**	**0,344**	0,398	**0,349**	**0,332**	0,371	**0,349**	**0,331**	0,372
0,0015	0,370	0,347	0,399	0,351	0,333	0,373	0,351	0,332	0,374
0,0020	0,373	0,351	0,401	0,353	0,335	0,375	0,356	0,339	0,377
0,0025	0,378	0,358	0,402	0,357	0,341	0,377	0,363	0,350	0,380
0,0050	0,411	0,407	0,416	0,390	0,388	0,393	0,405	0,411	0,398
0,0100	0,496	0,525	0,461	0,472	0,502	0,434	0,504	0,557	0,439
0,0150	0,577	0,630	0,512	0,550	0,608	0,477	0,589	0,671	0,486
0,0200	0,642	0,710	0,557	0,614	0,689	0,520	0,655	0,754	0,531
0,0250	0,694	0,768	0,602	0,664	0,746	0,560	0,707	0,813	0,575

En negrita los errores de valoración más pequeños para cada modelo y signo del resultado anormal.

Para asegurarnos que estos resultados no están influenciados por la sensibilidad de algún otro parámetro del LIM, repetimos el proceso igualando los parámetros a valores comúnmente estimados en otros trabajos empíricos o en este mismo estudio, y variando los dos parámetros que afectan al patrimonio contable: ω_{12} y ω_{22}. Esta elección la hacemos porque a lo largo de todo el estudio empírico los parámetros de persistencia estaban dentro de los límites teóricos, eran similares a los obtenidos en otros estudios y eran consistentes con

los coeficientes obtenidos en regresiones de mercado. Sin embargo, Choi, O'Hanlon y Pope [2001] ya mostraron que sus resultados eran muy sensibles al parámetro de crecimiento elegido (ω_{22}). Concretamente, en primer lugar tomamos ω_{11}=0,75; γ_1=0,25; γ_2=0,75. No diferenciamos entre diferentes parámetros según el signo del resultado anormal, puesto que nuestro objetivo simplemente es evaluar la sensibilidad de los resultados a los parámetros utilizados, y esta subdivisión complicaría sobremanera la presentación de la tabla de resultados, los cuales se muestran en la tabla 6.15.

Tabla 6.15: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo (ω_{11}=0,75; γ_1=0,25; γ_2=0,75)

La tabla muestra los errores absolutos de valoración de los modelos 8, 9 y 10; calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante de tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los valores intrínsecos utilizan los siguientes parámetros de LIM: ω_{11}=0,75; γ_1=0,25; γ_2=0,75. El parámetro de conservadurismo toma los valores que se muestran en la primera columna de esta tabla, y el parámetro de crecimiento toma los valores que se muestran en la segunda fila de la tabla. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MAPE: Error absoluto medio de valoración de los 603 valores intrínsecos calculados.

	MODELO 8			**MODELO 9**			**MODELO 10**		
ω_{12}	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**
-0,0200	0,789	0,833	0,910	0,694	0,747	0,852	0,777	0,816	0,886
-0,0100	0,575	0,607	0,697	0,503	0,532	0,624	0,542	0,573	0,657
-0,0050	0,484	0,498	0,550	0,430	0,441	0,490	0,444	0,457	0,507
-0,0010	0,433	0,435	0,443	0,392	0,393	0,400	0,394	0,395	0,401
0,0000	0,423	0,423	0,423	0,386	0,386	0,386	0,386	0,386	0,386
0,0010	0,416	0,415	0,411	0,381	0,380	0,377	0,380	0,379	0,375
0,0025	0,409	0,407	**0,405**	0,376	0,375	**0,374**	0,373	0,372	**0,371**
0,0050	**0,404**	**0,403**	0,414	**0,373**	**0,373**	0,388	**0,369**	**0,370**	0,385
0,0100	0,414	0,422	0,466	0,385	0,394	0,441	0,388	0,398	0,450
0,0200	0,487	0,517	0,590	0,455	0,484	0,565	0,487	0,517	0,598
0,0300	0,576	0,609	0,695	0,542	0,579	0,673	0,598	0,633	0,718
0,0500	0,711	0,744	0,822	0,682	0,721	0,804	0,762	0,792	0,858

En negrita los errores de valoración más pequeños para cada modelo y parámetro de crecimiento del patrimonio contable.

Hemos optado por unos valores del parámetro de crecimiento de 1 1,01 y 1,03. Estos parámetros son pequeños pero son los únicos que permiten calcular los valores intrínsecos. De hecho, el número de observaciones al utilizar un ω_{12}=1,03 es de 602, pues ya en un caso no podemos calcular el valor de una empresa al ser $r < \omega_{12}$. No hemos optado por ω_{12}=1,02 pues este es, aproximadamente, el parámetro medio utilizado en la tabla anterior 6.14. Los resultados confirman lo anteriormente hallado, puesto que los errores de valoración aumentan de forma considerable conforme aumenta el parámetro de conservadurismo en valor absoluto. A su vez, los errores de valoración presenta sensibilidad el parámetro de crecimiento, si bien no en la proporción del parámetro de conservadurismo. De hecho, para valores bajos del parámetro de conservadurismo, los errores de valoración apenas cambian con la variación del parámetro de crecimiento. La tabla 6.16, calculada con los valores intermedios de la persistencia, esto es, ω_{11}=0,50; γ_1=0,50; γ_2=0,50 confirman los resultados.

En definitiva, los resultados muestran que en el mejor de los casos los modelos de Feltham y Ohlson [1995] cometen errores similares a los de Ohlson [1995]. Esto sucede cuando el parámetro de conservadurismo alcanza valores bajos, entre 0 y 0,0050. El parámetro de crecimiento del patrimonio contable también aporta un grado alto de sensibilidad en los resultados, pero sólo para valores altos en valor absoluto del parámetro de conservadurismo. De hecho, los errores de valoración prácticamente está dominados por el parámetro de conservadurismo elegido, pues dentro de los intervalos adecuados la variación del resto de parámetros apenas modifican los errores de valoración.

Tabla 6.16: Errores absolutos de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] según distintos valores del parámetro de conservadurismo (ω_{11}=0,50; γ_1=0,50; γ_2=0,50)

La tabla muestra los errores absolutos de valoración de los modelos 8, 9 y 10; calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante de tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los valores intrínsecos utilizan los siguientes parámetros de LIM: ω_{11}=0,50; γ_1=0,50; γ_2=0,50. El parámetro de conservadurismo toma los valores que se muestran en la primera columna de esta tabla, y el parámetro de crecimiento toma los valores que se muestran en la segunda fila de la tabla. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MAPE: Error absoluto medio de valoración de los 603 valores intrínsecos calculados.

	MODELO 8			**MODELO 9**			**MODELO 10**		
ω_{12}	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**	**ω_{22}=1**	**ω_{22}=1,01**	**ω_{22}=1,03**
-0,0200	0,606	0,640	0,730	0,524	0,558	0,656	0,551	0,586	0,679
-0,0100	0,501	0,516	0,574	0,443	0,456	0,511	0,453	0,467	0,524
-0,0050	0,461	0,467	0,495	0,414	0,419	0,443	0,418	0,423	0,449
-0,0010	0,437	0,438	0,442	0,399	0,400	0,403	0,400	0,400	0,403
0,0000	0,432	0,432	0,432	0,396	0,396	0,395	0,396	0,396	0,395
0,0010	0,428	0,427	0,424	0,393	0,392	0,390	0,393	0,392	0,389
0,0025	0,423	0,421	0,416	0,390	0,389	0,384	0,389	0,387	0,383
0,0050	0,417	0,415	**0,411**	0,386	0,384	**0,383**	0,383	0,382	**0,379**
0,0100	**0,412**	**0,412**	0,426	**0,382**	**0,383**	0,398	**0,380**	**0,380**	0,395
0,0200	0,431	0,440	0,486	0,397	0,408	0,458	0,397	0,409	0,463
0,0300	0,466	0,486	0,556	0,431	0,454	0,527	0,439	0,463	0,540
0,0500	0,563	0,596	0,680	0,520	0,557	0,652	0,549	0,586	0,678

En negrita los errores de valoración más pequeños para cada modelo y parámetro de crecimiento del patrimonio contable

CONCLUSIONES

Los trabajos teóricos de Feltham-Ohlson se han convertido en la principal referencia de la investigación contable que estudia los mercados de capitales. La mayor aportación de estos autores a la literatura contable ha sido la de proporcionar una estructura teórica formal de valoración de acciones en la que se muestra la relevancia de las variables contables, fundamentalmente el resultado y el patrimonio contable. Además, en esta estructura se admite cualquier otro tipo de información que sea relevante a la hora de la predicción de esta información contable y de la valoración de los títulos. Se trata, pues, de un tipo de investigación cuyos orígenes se remontan al análisis fundamental clásico, pero que aprovecha todo tipo de conocimiento adquirido durante las últimas décadas sobre el funcionamiento del mercado.

La motivación que ha guiado la elección de este tema de investigación se basa, además de la actualidad del tema, en la importancia que tiene la predicción de las variables fundamentales para poder llevar a cabo una valoración insesgada de las acciones de una empresa. A su vez, el comportamiento de los modelos Feltham-Ohlson en los mercados de capitales no ha sido investigado teniendo en cuenta todas sus implicaciones. En este sentido, los modelos de Feltham-Ohlson dejan la puerta abierta a la existencia de "otra información" relevante, pero no identifican la misma, por lo que la búsqueda de un buen subrogado de esta "información" supone un reto para la investigación.

El objetivo fundamental que se ha perseguido en la tesis ha sido contrastar la validez de los modelos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], analizando los aspectos teóricos desarrollados en los mismos y sus implicaciones empíricas a la hora de su aplicación práctica. Así, se ha estudiado en qué medida las variables contables básicas, resultado anormal y patrimonio contable, son capaces de predecir los resultados anormales futuros, explicar los precios observados en el mercado y predecir la rentabilidad futura del mercado. Para lograr este objetivo se han tratado de solucionar los principales problemas metodológicos que han afectado a aplicaciones empíricas previas. Entre ellos podemos citar la medición de todas las variables en la fecha de cierre del ejercicio, la consideración de un resultado contable que cumple la relación del excedente limpio en el futuro, la reducción del efecto escala mediante la utilización de un deflactor que no entra en la dinámica de la

información y el ajuste por riesgo de las rentabilidades de mercado de las carteras formadas según el ratio V/P (valor intrínseco/precio). A su vez, se han propuesto subrogados de las variables "otra información" a partir de predicciones de resultados, de predicciones de dividendos y de la relación del excendete limpio; y se ha propuesto una aplicación contextual de los modelos. No tenemos constancia de que esta última propuesta se haya realizado con anterioridad, ni tampoco de que se haya incorporado la variable "otra información" referida al patrimonio contable. Desde nuestro punto de vista, se tratan de contribuciones importantes del presente trabajo.

Para alcanzar el objetivo propuesto, en primer lugar hemos abordado los fundamentos teóricos de los trabajos de Feltham-Ohlson y las aplicaciones empíricas basadas en los mismos realizadas en los últimos años. Una vez estudiado el estado actual de la investigación hemos propuesto una aplicación empírica de los modelos de Feltham-Ohlson a través de diez modelos de valoración, que van desde los casos más sencillos hasta los casos en los que se tienen en cuenta todas las implicaciones de los mismos.

Los primeros tres modelos están basados en Ohlson [1995], pero ignoran la "otra información". El primero de ellos es un modelo de patrimonio contable y supone que los resultados anormales son transitorios; el segundo es un modelos de beneficios y supone que los resultados anormales son permanentes; y el tercero representa el caso intermedio entre estos dos. Los modelos 4 a 6 incorporan la "otra información" de Ohlson [1995], suponiendo que el resultado anormal y la "otra información" son transitorios, uno permanente y otro transitorio o ambos permanentes, respectivamente. El modelo 7 se identifica con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: incorpora la "otra información", estando comprendida su persistencia y la del resultado anormal entre sus valores extremos de 0 y 1. Por último, los modelos 8 a 10 están basados en el caso general de Feltham y Ohlson [1995], según se ignoren las dos variables de la "otra información", se incorpore únicamente la que es útil para la predicción del resultado anormal o incorpore tanto ésta como la que es útil para la predicción del patrimonio contable, respectivamente.

La primera de las variables de la "otra información", la que es útil para predecir los resultados anormales, se ha medido a través de la diferencia entre la predicción a un año del resultado anormal basada en el consenso de los analistas

y la predicción basada en la serie histórica de resultados anormales. La segunda de las variables de la "otra información", la que es útil para predecir el patrimonio contable, se ha medido mediante la diferencia entre la predicción a un año del patrimonio contable basada en la predicción de beneficios y dividendos y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, y el crecimiento a largo plazo de la economía española.

El estudio empírico, que está referido a una muestra de 121 empresas cotizadas en el mercado continuo español durante la década de los 90 y de las que se disponen de los datos necesarios su ejecución, lo hemos dividido en tres partes. En la primera de ellas se contrastan los LIMs de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995]. Este contraste lo realizamos a través de la estimación de los parámetros de ambos LIMs y su comparación con los valores teóricos, así como a través del sesgo y la exactitud de las predicciones de los resultados anormales de los diez modelos considerados. Los resultados han mostrado la validez del LIM de Ohlson [1995], puesto que todos los parámetros del mismo están dentro de sus intervalos teóricos. Además, la estructura uniretardo impuesta por el LIM de este autor parece suficiente para la predicción de los resultados anormales. Sin embargo, la evidencia en torno al LIM de Feltham y Ohlson [1995] no ha sido favorable, puesto que empíricamente el LIM no refleja todos los efectos que produce el conservadurismo contable. Tal vez la causa del problema estribe en pretender reflejar en un único parámetro todos los efectos del conservadurismo contable. Precisamente la consideración del conservadurismo es la principal diferencia entre los LIMs de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], por lo que el análisis realizado rechaza este último. Por ello, son los modelos basados en Ohlson [1995] los que mejor predicen los resultados anormales futuros. Y de entre éstos, la evidencia indica que son los que incluyen la "otra información" medida a partir de las predicciones de los analistas los que menores errores de predicción cometen. A su vez, la comparación de las predicciones en distintos horizontes temporales nos muestra que los modelos permanentes se comportan relativamente bien en horizontes cortos, por lo que las empresas de la muestra presentan una persistencia elevada a corto plazo de sus resultados anormales. Sin embargo, en horizontes más largos son los modelos temporales los que mejor se comportan, lo que evidencia la dificultad de realizar predicciones en plazos lejanos y la reversión de los resultados anormales hacia cero.

En una segunda parte, asumimos la hipótesis de eficiencia del mercado y evaluamos los diferentes modelos en función de su habilidad para explicar los precios de mercado. Para ello, obtenemos los valores intrínsecos de las acciones de las empresas (V) a través de los diez modelos considerados y los comparamos con los precios observados en el mercado (P). Para ello calculamos los valores promedio del ratio V/P y calculamos los errores de valoración cometidos por cada modelo. El resultado obtenido muestra una infravaloración sistemática de los precios de mercado. No obstante, los modelos basados en Ohlson [1995] superan a los basados en Feltham y Ohlson [1995], pues presentan menor sesgo y mayor exactitud en las valoraciones. Y de los primeros, de nuevo son los que incorporan la "otra información" basada en la predicción de los analistas los que mejor comportamiento presentan.

En la tercera parte del estudio, relajamos la hipótesis de eficiencia del mercado, y predecimos las rentabilidades bursátiles futuras a través de una estrategia basada en el ratio V/P consistente en comprar las acciones con ratio alto (infravaloradas) y vender las de ratio bajo (sobrevaloradas). En la medida en que se pudieran hacer estrategias rentables estaríamos admitiendo que se puede superar al mercado, lo que implicaría su ineficiencia en la forma semifuerte. Sin embargo, los resultados obtenidos no son lo suficientemente robustos estadísticamente como para rechazar la hipótesis de eficiencia del mercado. No obstante, se observa cierta pauta de comportamiento, de manera que, de forma general, los títulos que presentan un ratio V/P alto obtienen mayores rentabilidades, incluso ajustadas por riesgo, que los títulos que presentan un ratio V/P pequeño.

Hemos realizado diversos tests de sensibilidad para confirmar los resultados obtenidos. Así, hemos repetido todos los análisis previos empleando un deflactor distinto, el activo total en lugar del patrimonio contable, que fue escogido porque establece el LIM en términos de ROEs anormales; y hemos replanteado el análisis sin la consideración de interceptos, que habían sido incluidos en las regresiones de estimación de los parámetros del LIM por motivos econométricos. De este análisis se desprende que si bien los resultados globales son consistentes, siendo los resultados robustos al deflactor empleado, la inclusión de interceptos en los LIMs no aporta mejoras en la tarea de predecir y valorar. Este hecho, junto a la evidencia obtenida en cuanto a una posible diferencia en la persistencia de los resultados anormales extremos, nos ha

llevado a proponer una aplicación contextual de los modelos, en la que se permiten diferentes parámetros de persistencia de los resultados anormales y de conservadurismo según el signo de los resultados anormales.

Los resultados obtenidos apoyan, sin lugar a dudas, esta diferenciación, puesto que los resultados anormales positivos de las empresas españolas de la década de los 90 persisten de manera indefinida, mientras que las pérdidas anormales revierten a cero a medio plazo. La diferenciación de modelos según el signo del resultado anormal permite mejorar sensiblemente las predicciones de resultados anormales y la valoración de las acciones de los modelos basados en Ohlson [1995]. Los resultados del LIM de Feltham y Ohlson [1995] mejoran, puesto que, aunque el LIM sigue fallando para las observaciones con pérdidas anormales, el parámetro de conservadurismo sí que está dentro de los límites teóricos para las observaciones con beneficios anormales. Sin embargo, las predicciones y valoraciones de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] cometen grandes errores tanto para las observaciones con beneficios anormales como con pérdidas anormales, por lo que no son aceptables. Posteriores análisis muestran que la actuación de estos modelos es muy sensible a los valores concretos utilizados del citado parámetro de conservadurismo, de manera que sólo cuando se utilizan valores muy pequeños del mismo, los modelos cometen, en el mejor de los casos, errores similares a los de Ohlson [1995].

En definitiva, mientras que el modelo de Ohlson [1995] aparece como una buena referencia para la predicción de resultados y la valoración de acciones, no sucede los mismo con el modelo de Feltham y Ohlson [1995]. El principal problema a resolver en este último modelo se refiere a la introducción en el LIM de los efectos del conservadurismo contable, puesto que la evidencia obtenida indica que un único parámetro en el LIM no recoge todos los efectos producidos por el mismo.

Desde nuestro punto de vista, las principales aportaciones de este trabajo son las siguientes:

- Se consideran en las predicciones de los resultados anormales y en el cálculo de los valores intrínsecos todas las implicaciones de incluir un

intercepto en las regresiones. Ello ha llevado a recalcular todas las funciones relevantes para el estudio incluyendo los interceptos utilizados.

- Se tienen en cuenta las dos variables relacionadas con la "otra información" tanto en el modelo de Ohlson [1995] como en el de Feltham y Ohlson [1995]. Hasta ahora escasos trabajos habían tenido en cuenta la variable "otra información" del modelo de Ohlson [1995] de una manera adecuada. En esta tesis seguimos las recomendaciones de Ohlson [2001], y utilizamos las predicciones de resultados de los analistas. En cuanto a la segunda variable de la "otra información" del modelo de Feltham y Ohlson [1995], no tenemos constancia de que haya sido incorporada en ningún estudio empírico. En esta tesis se mide mediante las predicciones de beneficios de los analistas, las predicciones de dividendos realizadas través de un crecimiento constante de los mismos y el cumplimiento de la relación del excedente limpio.

- Se recalculan todas las funciones de expectativas y de valoración de cada uno de los LIMs considerados, para reflejar cualquier variación producida en los mismos. Así, se establece el modelo en función de las dos variables que hacen referencia a la "otra información", es decir, en función de la predicción del resultado anormal por parte de los analistas, y en función del patrimonio contable esperado para el próximo periodo.

- Las rentabilidades obtenidas en las estrategias de invertir en acciones infravaloradas y vender acciones sobrevaloradas están debidamente ajustadas por riesgo. A su vez, los métodos utilizados en los contrastes emplean técnica comúnmente utilizadas en la literatura financiera, un aspecto ignorado por gran parte de los estudios previos.

- Realizamos un análisis contextual para incorporar en el análisis los efectos de características propias de cada empresa, introduciendo en la aplicación empírica la distinta persistencia que deberían tener unos resultados anormales positivos y negativos.

- Finalmente queremos resaltar el rigor metodológico con el que hemos procedido, de ahí que entendamos que este trabajo supone una contribución metodológica importante a los existentes sobre los modelos Feltham-Ohlson. Así, se miden todas las variables en la fecha de cierre del ejercicio para evitar la influencia negativa de las ampliaciones de capital, se considera un

resultado contable que cumple la relación del excedente limpio en el futuro, no se toman datos por acción por los errores inherentes a su utilización, se deflactan las variables en el LIM para reducir los efectos de la distinta escala existente entre las empresas sin cambiar la naturaleza del mismo, se considera en el coste de capital un componente temporal y un ajuste por el riesgo sistemático de cada una de las empresas, y se aprovechan en las estimaciones toda la información disponible en cada periodo.

Varios son los aspectos pendientes de investigación en torno a los modelos de Feltham-Ohlson, los cuales en cierta medida son limitaciones de este trabajo y a la vez posibles extensiones de los mismos. Como ya se ha indicado anteriormente, la principal limitación de la metodología aplicada en este estudio se refiere al hecho de que la estimación de los parámetros de los LIMs que se han considerado en esta tesis son los mismos para todas las empresas, no reflejándose la variabilidad existente en los valores de los mismos entre unas empresas y otras.

Por ello, dejamos para posteriores trabajos la relajación de este supuesto y la investigación sobre características de las empresas que pueden influir en los valores de dichos parámetros y por tanto, en las predicciones y valoraciones resultantes de los modelos empleados. Debemos destacar como referencias claves los trabajos de Barth, Beaver, Hand y Landsman [1999, 2002], que estiman sus modelos en corte transversal e industria a industria. Para estos autores el sector al que pertenece una empresa puede aproximar la variación en los factores de persistencia y en el conservadurismo contable entre empresas. Parece razonable pensar que los factores de persistencia, crecimiento y conservadurismo específicos de cada una de los sectores podrían permitir una mejor predicción del resultado anormal de los próximos periodos, y un mejor ajuste de los valores intrínsecos de las empresas a los precios de mercado, suponiendo que el mercado se comporta de forma eficiente.

A su vez, otra línea interesante de investigación futura trataría de analizar como varía la persistencia y el conservadurismo de los resultados anormales entre empresas y en el tiempo, de acuerdo, fundamentalmente, a factores económicos y contables. De esta forma podríamos estimar estos parámetros a través de sus variables determinantes al estilo de lo realizado por Dechow, Hutton y Sloan [1999]. Así, los parámetros serían distintos para cada empresa y

solo necesitaríamos los valores contemporáneos de dichos determinantes, salvando la necesidad de disponer de series largas de información.

Otro aspecto relacionado con la persistencia es la evidencia encontrada en diversas investigaciones empíricas que indica que algunos componentes de la cuenta de resultados difieren de otros en cuanto a su persistencia. Sin embargo, los modelos Feltham-Ohlson consideran que sólo el resultado anormal agregado sigue un proceso autoregresivo, considerando un solo parámetro de persistencia. Beaver, Barth, Hand y Landsman [1999] indican que un supuesto menos restrictivo, pero más complejo desde un punto de vista analítico, nos permitiría distinguir la persistencia de los diferentes componentes de la cuenta de resultados. Esta idea, a su vez, permitiría realizar el contraste empírico del modelo de Ohlson [1999], identificando las partidas concretas que pueden considerarse transitorias para la predicción de resultados y la valoración de acciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abarbanell, J. S. y Bernard, V. L. [2000]: "Is the U.S. Stock Market Myopic?". *Journal of Accounting Researc*, Vol. 38, nº 2, pp. 221-242

Aboody, D. [1996]: "Market Valuation of employee stock options". *Journal of Accounting and Economics*, 22, pp. 357-391.

Ahmed, S. A. [1994]: "Accounting Earnings and Future Economic Rents: An Empirical Analysis". *Journal of Accounting and Economics* 17, pp. 377-400

Ahmed, A. S., Morton, R. M. y Schaefer, T. F. [2000]: "Accounting Conservatism and the Valuation of Accounting Numbers: Evidence on the Feltham-Ohlson (1996) model". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, nº 3, Summer (Conference Issue), pp. 271-300.

Ali, A. y Hwang, L. [2000]: "Country-Specific Factors Related to Financial Reporting and the Value Relevance of Accounting Data". *Journal of Accounting Research* 38, pp. 1-23

Amir, E. y Lev, B. [1996]: "Value-relevance of Nonfinancial Information: The Wireless Communications Industry". *Journal of Accounting and Economics*, 22, pp. 3-30.

Anthony, J. H. y Ramesh, K. [1992]: "Association Between Accounting Performance Measures and Stock Prices". *Journal of Accounting and Economics* 15, pp. 203-228.

Ball, R. y Brown, P. [1968]: "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers". *Journal of Accounting Research*, 16, pp. 159-178.

Ball, R., Kothari, S. y Robin, A. [2000]: "The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings". *Journal of Accounting and Economics* 29, pp. 1-52

Barth, M. E., Beaver, W. H., Hand, J. R.M. y Landsman, W. R. [1999]: "Accruals, Cash Flow, and Equity Values". *Review of Accounting Studies,* Vol. 4, nº 3/4, December, pp. 205-229.

Barth, M. E., Beaver, W. H., Hand, J. R.M. y Landsman, W. R. [2002]: "Constraints on Accruals Components of Earnings in Equity Valuation". *Working paper*. Stanford University. University of North Carolina.

Barth, M. E., Beaver, W. H. y Landsman, W. R. [1992]: "The Market Valuation Implications of Net Periodic Pension Cost". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 15, pp. 27-62.

Barth, M. E., Beaver, W. H. y Landsman, W. R. [1996]: "Value Relevance of Banks' Fair Value Disclosures Under SFAS No. 107". *The Accounting Review* 71, pp. 479-504.

Barth, M. E., Beaver, W. H. y Landsman, W. R. [1998]: "Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health". *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp. 1-34.

Barth, M. E. y Clinch, G. [1999]: "Scale Effects in Capital Markets-Based Accouting Research". *Working Paper*, Stanford University. University of New South Wales.

Barth, M. E. y Kallapur, S. [1996]: "The Effects of Cross-Sectional Scale Differences on Regressions Results in Empirical Accounting Research". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 13, Fall, pp. 527-567.

Bartholdy, J. y Peare, P. [2001]: "The Relative Efficiency of Beta Estimates". *Working Paper*, Aarhus School of Business.

Bar-Yosef, S., Callen, J. L. y Livnat, J. [1996]: "Modeling dividends, Earnings and Book Value Equity: An empirical investigation of the Ohlson Valuation Dynamics". *Review of Accounting Studies*, Vol. 1, nº 3, pp. 207-224.

Bauman, M. P. [1996]: "A Review of Fundamental Analysis Research in Accounting". *Journal of Accounting Literature*, Vol. 15, pp. 1-33.

Bauman, M. P. [1999]: "An Empirical Investigation of Conservatism in Book Value Measurement". *Managerial Finance* 25, nº 12, pp. 42-54.

Beaver, W. H. [1999]: "Comments on 'An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model'". *Journal of Accounting and Economics*, 26, pp. 35-42.

Beaver, W. H., Lambert, R. y Morse, D. [1980]: "The information Content of Security Prices". *Journal of Accounting and Economics*, 2, pp. 3-28.

Beaver, W. H. y Ryan, S. G. [2000]: "Biases and Lags in Book Value and their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity". *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, nº 1, pp. 127-148

Berger, P. G., Ofek, E., y Swary, I. [1996]: "Investor Valuation of the Abandonment Option". *Journal of Financial Economics*, 42, pp. 257-287

Bernard, V. L. [1989]: *Capital Markets Research in Accounting During the 1980's: A critical review.The State of Accounting Research as We Enter the 1990's.* Illinois Phd Jubille 1939-1989, edited by T. J. Frecka. Urbana-Champaign, IL: University of Illinois.

Bernard, V. L. [1994]: "Accounting Based Valuation Methods, Determinants of Market-to-Book Ratios, and Implications for Financial Statement Analysis". *Working Paper*, University of Michigan, Ann Arbor.

Bernard, V. L. [1995]: "The Feltham-Ohlson (1995) Framework: Implications for Empiricists". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, nº 2, pp. 733-747

Biddle, G. C., Chen, P. y Zhang, G. [2001]: "When Capital Follows Profitability: Non-linear Residual Income Dynamics". *Review of Accounting Studies,* 6(2), pp. 229-265.

Brooks, L. D. y Buckmaster, D. [1976]: "Further evidence of the time-series properties of accounting income". *Journal of Finance* 31, pp. 1359-1373

Brown, S., Lo, K. y Lys, T. [1999]: "Use of R2 in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 28, nº 2, pp. 83-115.

Burgstahler, D. C. y Dichev, I. D. [1997]: "Earnings, Adaptation and Equity Value". *The Accounting Review*, Vol. 72, Nº 2, April, pp. 187-215.

Callen, J. L. y Morel, M. [2000]: "A Lintnerian Linear Accounting Valuation Model". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, nº 3, Summer (Conference Issue), p. 301-319

Callen, J. L. y Morel, M. [2001]: "Linear Accounting Valuation When Abnormal Earnings Are AR(2)". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, pp. 191-203

Chang, J. J., Khanna, T. y Palepu, K. [2000]: "Analyst Activity Around the World". Harvard Business School. *Strategy Working Paper Series Nº 01-061*

Choi, Y., O'Hanlon, J. y Pope, P. F. [2001]: "Linear Information Models in Residual Income-Based Valuation: A Development of the Dechow, Hutton & Sloan Empirical Approach". *Working Paper*. Lancaster University.

Claus, J. y Thomas, J. K. [1999]: "The Equiy Risk Premium Is Much Lower Than You Think It Is: Empirical Estimates From a New Approach". *Working Paper*, Columbia Business School.

Claus, J. y Thomas, J. K. [2001]: "Equity Premia as Low as Three Percent? Empirical Evidence From Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets". *Journal of Finance,* Vol. 56, nº 5, pp. 1629-1666.

Collins, D. y Kothari, S. P. [1989]: "An Analysis of the Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of the Earnings Response Coefficients". *Journal of Accounting and Economics*, 11, November, pp. 143-181

Collins, D. W., Maydew, E. I. y Weiss, Ira S. [1997]: "Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years". *Journal of Accounting and Economics*, 24, pp. 39-67.

Collins, D. W., Pincus, M. y Xie, H. [1999]: "Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity". *The Accounting Review*, Vol. 74, nº 1, January, pp. 29-61.

Courteau, L., Kao, J. y Richardson, G. D. [2000]: "The Equivalence of Dividend, Cash Flows and Residual Earnings Approaches to Equity Valuation Employing Ideal Terminal Value Expressions". *Working Paper*, Universite Laval. University of Alberta. University of Waterloo.

Darrat, A. F. y Zhong, M.[2000]: "On Testing the Random-Walk Hypothesis: A Model-Comparision Approach". *The Financial Review,*Vol. 35, nº 3, pp. 105-124.

Dechow, P. M. [1994]: "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals". *Journal of Accounting and Economics*, 18, pp. 3-42

Dechow, P. M., Hutton, A. P. y Sloan, R. G. [1999]: "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model". *Journal of Accounting and Economics*, 26, pp. 1-34.

Dechow, P. M., Kothari, S. P. y Watts, R. L. [1998]: "The Relation Between Earnings and Cash Flows". *Journal of Accounting and Economics* 25, pp. 133-168

Durá, J.M. y López, J.M. [1992]: *Fundamentos de Estadística*. Ed. Ariel Economía

Easton, P. D. y Harris, T. S. [1991]: "Earnings as an Explanatory Variable for Returns". *Journal of Accounting Research*, Spring, pp. 119-142

Easton, P. D., Harris, T. S. y Ohlson, J. A. [1992]: "Aggregate Accounting Earnings Can Explain Most of Security Returns: The Case of Long Return Intervals". *Journal of Accounting and Economics* 15, pp. 119-142.

Easton, P. D. y Sommers, G. [2000]: "Scale and Scale Effects in Market-Based Accounting Research". *Working Paper*, The Ohio State University.

Easton, P. D., Taylor, G. y Shroff, P. K. [2000]: "Empirical Estimation of the Expected Rate of Return on a Portfolio of Stocks". *Working Paper*, Ohio State University. University of Alabama. University of Illinois.

Edwards, E. O. y Bell, P. W. [1961]: *The Theory of Measurement of Business Income*. Berkeley, California: University of California Press.

Fairfield, P. M., Sweeney, R. J. y Yohn, T. L. [1996]: "Accounting Classification and the Predictive Content of Earnings". *Accounting Review* 71, pp. 337-355

Fama, E. [1970]: "Efficient Capital markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*, pp. 383-417

Fama, E. F., y Miller, M. [1972]: *The Theory of Finance*. New York: Knedd, Nap, and Winston, Inc.

Fama, E. y French, K. [1997]: "Industry cost of equity". *Journal of Financial Economics*, 43 (Febrero), pp. 153-194

Fazzari, S., Hubbard, R. y Peterson, B. [1988]:"Financing Constraints and Corporate Investment"..*Brookings Papers on Economic Activity*, 141-195

Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. [1995]: "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, nº 2, Spring, pp. 689-731.

Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. [1996]: "Uncertainty Resolution and the Theory of Depreciation Measurement". *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, nº 2, pp. 209-234.

Feltham, G. A. y Ohlson, J. A. [1999]: "Residual Earnings Valuation with Risk and Stockhastic Interest Rates". *The Accounting Review*, Vol. 74, nº 2, pp. 165-183

Fisher, I. [1906]: *The Nature of Income and Capita*. New York: Macmillan.

Francis, J., Olsson, P. y Oswald, D. R. [2000a]: "Comparing the Accuracy and Explainability of Dividends, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates". *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, nº 1, pp. 45-70.

Francis, J., Olsson, P. y Oswald, D. R. [2000b]: "Using Mechanical Earnings and Residual Income Forecasts in Equity Valuation". *Working Paper*, Duke University. University of Wisconsin. London Business School.

Francis, J. y Schipper, K. [1999]: "Have Financial Statement Lost Their Relevance?". *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, nº 2, pp. 319-352.

Frankel, R. y Lee, C. M. C. [1998]: "Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Returns". *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp. 283-319.

Frankel, R. y Lee, C. M. C. [1999]: "Accounting Diversity and International Valuation". *Working Paper*. University of Michigan and Cornell University.

Freeman, R. N., Ohlson, J. A. y Penman, S. H. [1982]: "Book rate of return and the prediction of earnings changes". *Journal of Accounting Research*, 20, pp. 639-653

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*, nº 96, pp. 751-785.

García-Ayuso, M., Monterrey, J. y Pineda, C., [1999]: "Una evaluación empírica de los resultados anormales". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 28, Nº 98. enero-marzo, pp 179-200.

Garman, M. B. y Ohlson, J. A. [1980]: "Information and the Sequential Valuation of Assets in Arbitrage-Free Economies". *Journal of Accounting Research*, 18, pp. 420-440.

Gebhardt, W. R., Lee, C. M.C. y Swaminathan, B. [2000]: "Toward an Ex-ante Cost-of-Capital". *Working Paper*, Cornell University.

Giner, B. [1999]: "La Vuelta al Análisis Fundamental en la Investigación Relacionada con el Mercado de Capitales". *V Jornadas de trabajo sobre Análisis Contable (ASEPUC)*, Cádiz.

Giner, B. [2001]: "La Utilidad de la Información Contable desde la Perspectiva del Mercado: ¿Evolución o Revolución en la Investigación?". *Revista de Contabilidad*, Vol. 4, nº 7, enero-junio, pp. 21-52.

Giner, B. y Rees, W. [1999]: "A Valuation Based Analysis of the Spanish Accounting Reforms". *Journal of Management and Governance*, 3 (1), pp. 31-48

Giner, B. y Rees, W. [2001]: "On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom". *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 28, nº 9/10, pp. 1285-1332

Giner, B. y Reverte, C. [1999]: "The Value Relevance of Earnings Disaggregation Provided in the Spanish Profit and Loss Account". *The European Accounting Review*, 8:4, pp. 609-629

Giner, B. y Reverte, C. [2001]: "Valuation Implications of Capital Structure: a contextual approach". *The European Accounting Review*, 10:2, pp. 291-314

Giner, B. Reverte C., y Arce, M. [2003]: "El papel del análisis fundamental en la investigación del mercado de capitales: análisis crítico de su evolución", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol XXXI: 1111-1150.

Gode, D. y Ohlson, J. A. [2000]: "Valuation, linear information dynamic and stochastic discount rates". *Working Paper*, New York University.

Gómez, J. C y Marhuenda, J. [1998]: "La Anomalía del Tamaño en el Mercado de Capitales Español". *Revista Española de Contabilidad y Financiación*, vol. 27, nº 93, pp. 1033-1059.

Gray, S. J. y Weetman, P. [1991]: "A Comparative International Analysis of the Impact of Accounting Principles on Profits: the USA versus the UK, Sweden and the Netherlands". *Accounting and Business Research*, 21, pp. 363-379

Greene, W. H. [2000]: *Econometric Analysis*. Fourth Edition. Upper Saddle River. New Jersey. Ed. Prentice-Hall

Hand, J. R.M. y Landsman, W. R. [1999]: "The Pricing of Dividends in Equity Valuation". *Working Paper*, University of North Carolina at Chapel Hill.

Hayn, C. [1995]: "The Information Content of Losses". *Journal of Accounting and Economics*, 20, pp. 125-153.

Hicks, J. R. [1946]: *Value and Capital*. 2ª Edition. Oxford: Clarenden Press.

Joos, P. [1997]: *The Stock Market Valuation of Earnings and Book Values Across International Accounting Systems*. PhD Dissertation, Stanford University

Kaplan, S. N. y Ruback, S. [1995]: "The Valuation of Cash Flow Forecast: An Empirical Analysis". *The Journal of Finance*, Septiembre, pp. 1059-1093.

Kormendi, R. y Lipe, R. [1987]: "Earnings Innovations, Earnings Persistence and Stock Returns". *Journal of Business*, 60, nº 3, pp. 323-345.

Kothari, S. P. [1992]: "Price-Earnings Regressions in the Presence of Prices Leading Earnings: Earnings Level Versus Earnings Change Specifications and Alternative Deflators?". *Journal of Accounting and Economics*, Volume 15, pp. 173-202.

Kothari, S. P. [2001]: "Capital Markets Research in Accounting". *Journal of Accounting and Economics*, Volume 31, Issues 1-3, September, pp. 105-231.

Kothari, S. P. y Zimmerman, J. [1995]: "Price and Return Models". *Journal of Accounting and Economics*, Volume 20, pp. 155-192.

Lee, C. M. C., Myers, J. N. y Swaminathan, B. [1999]: "What is the Intrinsic Value of the Dow?". *The Journal of Finance*, Vol 44, Nº 5, pp. 1693-1741.

Lev, B. [1989]: "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research". *Journal of Accounting Research*, Vol. 27, Supplement, pp. 153-193.

Lev, B. y Thiagarajan, R. [1993]: "Fundamental Information Analysis". *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, nº 2, Autumn, pp. 190-215.

Lev, B. y Zarowin, P. [1999]: "The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them". *Journal of Accounting Research*, nº 37, p. 353-386

Lintner, J. [1956]: "Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes" *American Economic Review*, nº 46, p. 97-113

Lipe, R. C. [1986]: "The Information Contained in the Components of Earnings". *Journal of Accounting Research*, Vol. 24, pp. 37-64.

Liu, J., Nissim, D. y Thomas, J. K. [2002]: "Equity Valuation Using Multiples". *Journal of Accounting Research*, 40, pp. 135-172.

Liu, J. y Ohlson, J. A. [2000]: "The Feltham-Ohlson (1995) Model: Empirical Implications". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Summer.

Liu, J. y Thomas, J. K. [2000]: "Stock Returns and Accounting Earnings". *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, nº 1, Spring, pp. 71-102.

Lo, K. y Lys, T. [2000]: "The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Summer (Conference Issue), Vol. 15, nº 3, pp. 337-370

López, G. y Marhuenda, J. [2003]: "¿Determina el Diferencial de Información la Valoración de Activos?: Una Aproximación al Mercado de Capitales Español". *Working paper*. Universidad de Alicante.

Lundholm, R. J. [1995]: "A Tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson Models: Answers to Some Frequently Asked Questions". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, nº 2, Spring, pp. 749-761.

McCrae, M. y Nilsson, H. [2001]: "The Explanatory and Predictive Power of Different Specifications of the Ohlson (1995) Valuation Models". *The European Accounting Review*, Vol. 10, nº 2, pp. 315-341

Miller, M., y Modigliani, F. [1961]: "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares". *Journal of Business*, 34, October, pp. 411-433

Modigliani, F., y Miller, M. [1958]: "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment". *American Economic Review*, 48, March, pp. 261-297

Monterrey, J. y Pineda, C. [1998]: "Resultados Contables y Precios Bursátiles". *Revista de Economía Aplicada*, Nº 16, Vol. VI, pp. 163-177

Morel, M. [1999]: "Multi-Lagged Specification of the Ohlson Model". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 14,Vol. 2, Spring, pp.147-161.

Myers, J. N. [1999]: "Implementing Residual Income Valuation With Linear Information Dynamics". *The Accounting Review*, Vol 74. Nº 1, pp. 1-28.

Nilsson, S. [1999]: "Swedish Harmonisation or Diversification? A Study of the Development of Reported Net Income in Swedish Companies Compared to US GAAP". *Working Paper*. University of Umea.

Ohlson, J. A. [1979]: "Risk, Return, Security Valuation and the Stochastic Behavior of Accounting Numbers". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, pp. 317-336.

Ohlson, J. A. [1990]: "A Synthesis of Security Valuation Theory and the Role of Dividends, Cash Flows, and Earnings". *Contemporary Accounting Research*, 6, nº 2, Spring, pp. 648-676.

Ohlson, J. A. [1995]: "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation". *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, nº 2, pp. 661-687.

Ohlson, J. A. [1998]: "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective". *Working Paper*, Columbia University

Ohlson, J. A. [1999]: "On Transitory Earnings". *Review of Accounting Studies*, Vol. 4, nº 3/4, December, 145-162.

Ohlson, J. A. [2000]: "Residual Income Valuation: The Problems". *Working Paper*, New York University.

Ohlson, J. A. [2001]: "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An empirical perspective". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, nº 1, pp. 107-120

Ou, J. A., Penman, S. H. [1989]: "Financial Statement Analysis and the Predicition of Stock Returns". *Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 295-329

Ota, K. [2002]: "A test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan". *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, nº 2, pp. 157-182.

Peasnell, K.V. [1982]: "Some Formal Connections Between Economic Values and Yields and Accounting Numbers". *Journal of Business Finance and Accounting*, 9, Autumn, pp. 361-381.

Penman, S. H. [1992]: "Return to Fundamentals". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 7, Fall, pp. 465-484.

Penman, S. H. [2001]: *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. New York, NY: Irwin. McGraw Hill International Edition.

Penman, S. H. y Sougiannis, T. [1998]: "A Comparision of Dividend, Cash Flow and Earnings Approaches to Equity Valuation". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, nº 3, Fall , pp. 343-383.

Pope, P. F. y Walker, M. [1999]: "International Differences in the Timeliness, Conservatism and Classification of Earnings". *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, Supplement, pp. 53-87

Preinreich, G. A. D. [1938]: "Annual Survey of Economic Theory: the Theory of Depreciation". *Econometrica*, 6, January, pp. 219-2231.

Qi, D.D., Wu, Y.W. y Xiang, B. [2000]: "Stationary and Cointegration Tests of the Ohlson Model". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Spring, p. 141-160

Reverte, C. [2000]: *La Capacidad Predictiva de la Informaicón Financiera Sobre los Resultados Futuros*. Universidad de Valencia. Tesis Doctoral.

Scherer, F. M. [1980]: *Industrial Market Structure and Firm Performance*. Rand McNally College Publishing Co., Chicago, IL.

Sloan, R. G. [1996]: "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?" *Accounting Review* 71, pp. 289-315

Solomons, D. [1961]: "Economic and Accounting Concepts of Income". *The Accounting Review*, 36, pp. 374-383.

Sougiannis, T. y Yaekura, T. [2001]: "The Accuracy and Bias of Equity Values Inferred from Analysts' Earnings Forecasts". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 16, pp. 331-362.

Stark, A. W. [1997]: "Linear information dynamics, dividend irrelevance, corporate valuation and the clean surplus relationship". *Accounting and Business Research*, Vol. 27, nº 3, pp. 219-228.

Stober, T. L. [1996]: "Do Prices Behave As If Accounting Book Values Are Conservative? Cross Sectional Tests of the Feltham-Ohlson (1995) Valuation Model". *Working Paper*, University of Notre Dame.

Stober, T. L. [2000]: "Discussion: 'A Lintnerian Linear Accounting Valuation Model'". *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, nº 3, pp. 315-319

Walker, M. [1997]: "Clean surplus Accounting Models and Market-Based Accounting Research: A Review". *Accounting and Business Research*, Vol. 27, nº 4, pp. 341-355.

White, H. A. [1980]: "Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity". *Econometrica*, pp. 817-838

Williams, J. [1938]: *The Theory of Investment Value*. Harvard University Press, Cambrigde, MA.

Zmijewski, M. y Hagerman [1981]: "An Income Strategy Approach to the Positive Theory of Accounting Standard Setting/Choice". *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, pp. 129-149

APÉNDICES

Apéndice I: *Cálculo de la función de valoración del modelo general de Ohlson [1995]*

Ohlson [1995, p. 683] obtiene la función de valoración de su modelo a través de los siguientes pasos:

En primer lugar, el LIM (sistema de ecuaciones (5)) se puede representar de forma matricial de la siguiente manera:

$$\begin{pmatrix} x_{t+1}^a \\ v_{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t+1} \\ \varepsilon_{2t+1} \end{pmatrix}$$

A continuación se calcula la esperanza del resultado anormal en el momento t+τ:

$$E_t\left[\begin{pmatrix} x_{t+1}^a \\ v_{t+1} \end{pmatrix}\right] = \begin{pmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} = (1+r)\,P \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix}, \text{donde } P = \frac{1}{1+r}\begin{pmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{pmatrix}$$

$$E_t\left[\begin{pmatrix} x_{t+2}^a \\ v_{t+2} \end{pmatrix}\right] = \begin{pmatrix} \omega & 1 \\ 0 & \gamma \end{pmatrix} E_t\left[\begin{pmatrix} x_{t+1}^a \\ v_{t+1} \end{pmatrix}\right] = (1+r)^2\, P^2 \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix}$$

$$\vdots$$

$$E_t\left[\begin{pmatrix} x_{t+\tau}^a \\ v_{t+\tau} \end{pmatrix}\right] = (1+r)^\tau\, P^\tau \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix}$$

De tal manera que, $E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}(1+r)^\tau\, P^\tau \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix}$

Introduciendo esta expresión en el RIV (expresión (4)), obtenemos:

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^\tau} = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix} P^\tau \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} = bv_t + \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix}\left[P + P^2 + P^3 + \ldots\right]\begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} =$$

$$= bv_t + \begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix} P\,(I-P)^{-1} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} = bv_t + \begin{pmatrix} \dfrac{\omega}{1+r-\omega} & \dfrac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix}$$

Llamando $\alpha_1 = \dfrac{\omega}{1+r-\omega}$; $\alpha_2 = \dfrac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$

Obtenemos: $V_t = bv_t + \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^a \\ v_t \end{pmatrix} = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t$

Este resultado se obtiene porque la suma de la serie $P+P^2+P^3+...$ converge debido a que los supuestos del modelo indican $0 \le \omega < 1$ y $0 \le \gamma < 1$; por lo que la raíz característica de P es inferior a uno.

De esta forma, $[P+P^2+P^3+...] = P\,[I-P]^{-1}$, donde I es la matriz identidad.

Así,

$$(I-P) = \begin{pmatrix} \dfrac{1+r-\omega}{1+r} & \dfrac{1}{1+r} \\ 0 & \dfrac{1+r-\gamma}{1+r} \end{pmatrix};$$

$$(I-P)^{-1} = \begin{pmatrix} \dfrac{1+r}{1+r-\omega} & \dfrac{-(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \\ 0 & \dfrac{1+r}{1+r-\gamma} \end{pmatrix};$$

$$P(I-P)^{-1} = \begin{pmatrix} \dfrac{\omega}{1+r-\omega} & \dfrac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \\ 0 & \dfrac{\gamma}{1+r-\gamma} \end{pmatrix};$$

Y por tanto,

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \end{pmatrix} P(I-P)^{-1} = \begin{pmatrix} \dfrac{\omega}{1+r-\omega} & \dfrac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \end{pmatrix}$$

Apéndice II: *Cálculo de la función de valoración del modelo general de Ohlson [1995] en términos del resultado contable*

Partiendo de la función de valoración $V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t$,

donde $\alpha_1 = \dfrac{\omega}{1+r-\omega}$; $\alpha_2 = \dfrac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$;

Sustituimos el resultado anormal por su definición: $x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1}$,

Por lo que queda: $V_t = bv_t + \alpha_1 x_t - \alpha_1 r \cdot bv_{t-1} + \alpha_2 v_t$

Sustituyendo ahora bv_{t-1} por su expresión teniendo en cuenta la relación del excedente limpio, esto es $bv_{t-1} = bv_t - x_t + d_t$, y arreglando términos se obtiene:

$$V_t = (1-\alpha_1 r) bv_t + \alpha_1 (1+r) x_t - \alpha_1 r \cdot d_t + \alpha_2 v_t$$

Finalmente, si llamamos $k = \alpha_1 r = \dfrac{r\omega}{1+r-\omega}$; $\varphi = \dfrac{1+r}{r}$; nos queda:

$$V_t = k(\varphi x_t - d_t) + (1-k) bv_t + \alpha_2 v_t$$

Apéndice III: *Cálculo de la función de valoración del modelo general de Feltham y Ohlson [1995]*

Feltham y Ohlson [1995, p. 723] demuestran esta función de valoración a través del siguiente procedimiento.

Llamamos $g_t = V_t - bv_t$, a la diferencia entre el valor de mercado y contable de la empresa, es decir, fondo de comercio o *goodwill.*

Partiendo de la expresión (11), tenemos que:

$$V_t - bv_t = g_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[ox_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^\tau}$$

A partir de ella, podemos llamar $E_t\left[g_{t+1}\right] = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau+1}^a\right]}{(1+r)^\tau}$

Multiplicando ambos lados de la igualdad (11) por (1+r) nos lleva directamente a la siguiente expresión:

$$(1+r)\, g_t = E_t\left[g_{t+1} + ox_{t+1}^a\right]$$

Si esta ecuación tiene una solución lineal del tipo:

$$g_t = \alpha_1 \cdot ox_t^a + \alpha_2 \cdot oa_t + \beta_1 \cdot v_{1t} + \beta_2 \cdot v_{2t}$$

Sustituyendo esta solución lineal en la expresión anterior,

$$(1+r)\left(\alpha_1 \cdot ox_t^a + \alpha_2 \cdot oa_t + \beta_1 \cdot v_{1t} + \beta_2 \cdot v_{2t}\right) =$$
$$= E_t\left[\left(\alpha_1 \cdot ox_{t+1}^a + \alpha_2 \cdot oa_{t+1} + \beta_1 \cdot v_{1t+1} + \beta_2 \cdot v_{2t+1}\right) + ox_{t+1}^a\right]$$

y sustituyendo $E_t\left[ox_{t+1}^a\right], E_t\left[oa_{t+1}\right], E_t\left[v_{1t+1}\right], y\ E_t\left[v_{2t+1}\right]$ por sus expresiones basadas en el LIM, es decir:

$$E_t\left[ox_{t+1}^a\right]=\omega_{11}x_t^a+\omega_{12}oa_t+v_{1t};$$
$$E_t\left[oa_{t+1}\right]=\omega_{22}oa_t+v_{2t};$$
$$E_t\left[v_{1t+1}\right]=\gamma_1 v_{1t;}$$
$$E_t\left[v_{2t+1}\right]=\gamma_2 v_{2t}$$

implica que la siguiente expresión debe cumplirse con probabilidad uno:

$$(1+r)\left[\alpha_1 ox_t^a+\alpha_2 oa_t+\beta_1 v_{1t}+\beta_2 v_{2t}\right]=$$
$$(\alpha_1+1)\left(\omega_{11}ox_t^a+\omega_{12}oa_t+v_{1t}\right)+\alpha_2\left(\omega_{22}oa_t+v_{2t}\right)+\beta_1\gamma_1 v_{1t}+\beta_2\gamma_2 v_{2t}$$

Como esta expresión de arriba debe cumplirse para todos los valores de ox^a_t, oa_t, v_{1t}, v_{2t}, se obtiene:

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

Resolviendo este sistema de cuatro ecuaciones y cuatro incógnitas se obtienen los cuatro coeficientes:

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

Apéndice IV: *Cálculo de la función de valoración del modelo general de Feltham y Ohlson [1995] en términos del resultado contable*

A partir de la función de valoración (13),
$V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{1t}$,

podemos sustituir en ella las siguientes expresiones
$ox_t^a = x_t^a = x_t - r \cdot bv_{t-1}$; y
$bv_{t-1} = bv_t - x_t + d_t$ (relación del excedente limpio, expresión (2))

Por lo que queda:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 \left(x_t - r\left(bv_{t-1} - x_t + d_t \right) \right) + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$

Así, arreglando términos obtenemos:

$$V_t = \left(1-k\right) bv_t + k\left(\varphi x_t - d_t\right) + \alpha_2 \cdot oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$

donde $k = \alpha_1 \cdot r$; $\qquad \varphi = \dfrac{1+r}{r}$

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}, \qquad \alpha_2 = \frac{\left(1+r\right)\omega_{12}}{\left(1+r-\omega_{11}\right)\left(1+r-\omega_{22}\right)},$$

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

Apéndice V: *Cálculo de la función de valoración de Ohlson [1999]*

Para demostrar la función de valoración que está implícita en el LIM de Ohlson [1999] podemos actuar siguiendo los mismos pasos realizados en Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], y que vimos en el apéndice I y III de esta tesis. Sin embargo, una simple comparación a efectos matemáticos del LIM de Feltham y Ohlson [1995] y Ohlson [1999] nos lleva a considerar las siguientes relaciones:

LIM de Feltham y Ohlson [1995]:

$$\begin{aligned} ox_{t+1}^{a} &= \omega_{11} ox_t^a + \omega_{12} oa_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ oa_{t+1} &= \omega_{22} oa_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned} \rightarrow V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{1t}$$

siendo: $\alpha_1 = \dfrac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$, $\alpha_2 = \dfrac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$,

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

LIM de Ohlson [1999]:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} x_{2t} + \varepsilon_{1t+1} \\ x_{2t+1} &= \omega_{22} x_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$$

Tomando a efectos matemáticos $ox_t^a = x_t^a$ y $oa_t = x_{2t}$, e ignorando la "otra información" obtenemos la función de valoración de Ohlson [1999]:

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 x_{2t}$$

donde: $\alpha_1 = \dfrac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$, $\alpha_2 = \dfrac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$.

Apéndice VI: *Cálculo de la función de valoración de Ota [2002] que ajusta el modelo de Ohlson por la correlación serial causada por la omisión de la variable vt*

Ota [2002] considera la siguiente dinámica de la información:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{11} x_t^a + u_{t+1};$$

$$con \;\; u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1} \qquad 0 \le \rho < 1$$

Si rescribimos la primera ecuación en el periodo t: $x_t^a = \omega_{11} x_{t-1}^a + u_t$

Multiplicando por ρ y restándola de la ecuación de x^a_{t+1} tenemos:

$$x_{t+1}^a - \rho x_t^a = \omega_{11}(x_t^a - \rho x_t^a) + u_{t+1} - \rho u_t$$

Reordenando términos y sustituyendo u_{t+1} - ρu_t por ε_{t+1}, nos queda:

$$x_{t+1}^a = (\omega_{11} + \rho) x_t^a - \rho\omega_{11} x_{t-1}^a + \varepsilon_{1t+1}$$

De esta forma, como indica Ota [2002], la serie de resultados anormales futuros se representa mediante la siguiente ecuación:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \left(\omega_{11} + \rho\right) x_{t+\tau-1}^a - \rho\omega_{11} x_{t+\tau-2}^a$$

Desarrollando la serie de expectativas de resultados anormales en función de los datos conocidos $x_t^a \;\; y \;\; x_{t-1}^a$ se obtiene:

$$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = (\omega + \rho) x_t^a - \omega\rho x_{t-1}^a;$$

$$E_t\left[x_{t+2}^a\right] = (\omega^2 + \rho^2 + \omega\rho) x_t^a - (\omega^2\rho + \omega\rho^2) x_{t-1}^a;$$

$$E_t\left[x_{t+3}^a\right] = (\omega^3 + \omega^2\rho + \omega\rho^2 + \rho^3) x_t^a - (\omega^2\rho + \omega\rho^2) x_{t-1}^a;$$

$$\vdots$$

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \sum_{j=0}^{\tau} \omega^{\tau-j}\rho^j x_t^a - \sum_{j=1}^{\tau} \omega^{\tau-j+1}\rho^j x_{t-1}^a = \frac{\omega^{\tau+1} - \rho^{\tau+1}}{\omega - \rho} x_t^a - \omega\rho \frac{\omega^{\tau} - \rho^{\tau}}{\omega - \rho} x_{t-1}^a$$

Este resultado se obtiene porque, como es sabido, el sumatorio de una serie geométrica de la forma $\sum_{\tau=1}^{\infty} h^j = \frac{h^1 - h^{\tau-1}}{1-h} = \frac{h \cdot (1 - h^{\tau})}{1-h}$

Así, por ejemplo, $\sum_{j=1}^{\tau} \omega^{\tau-j+1} \rho^{j} x_{t-1}^{a} = \omega^{\tau+1} x_{t-1}^{a} \sum_{j=1}^{\tau} (\rho/\omega)^{j} = \omega\rho \frac{\omega^{\tau} - \rho^{\tau}}{\omega - \rho}$

Aplicando ahora el RIV, nos queda:

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \left[\frac{\omega^{\tau+1} - \rho^{\tau+1}}{\omega - \rho} x_t^a - \omega\rho \frac{\omega^{\tau} - \rho^{\tau}}{\omega - \rho} x_{t-1}^a \right] / (1+r)^{\tau} =$$

$$= bv_t + \frac{(\omega+\rho)(1+r) - \omega\rho}{(1+r-\omega)(1+r-\rho)} x_t^a - \frac{\omega\rho(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\rho)} x_{t-1}^a$$

Para que la suma de las series geométricas sea convergente se requiere que la razón de las mismas sea inferior a 1, esto es $\left| \frac{\omega}{(1+r)} \right| < 1 \qquad \left| \frac{\rho}{(1+r)} \right| < 1$

Apéndice VII: *Cálculo de la función de expectativas de resultados anormales futuros.*

Recordemos el sistema de ecuaciones (5), que marca el LIM de Ohlson [1995]:

$$\begin{aligned} x_{t+1}^{a} &= \omega x_t^{a} + v_t + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{t+1} &= \qquad \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$$

Para calcular las expectativas de resultados anormales futuros caracterizada por el LIM, en primer lugar tomamos esperanzas en la ecuación de la variable "otra información":

$$\begin{aligned} & E_t\left[v_{t+1}\right] = \gamma v_t \\ & E_t\left[v_{t+2}\right] = \gamma E_t\left[v_{t+1}\right] = \gamma^2 v_t \\ & \vdots \\ & E_t\left[v_{t+\tau}\right] = \gamma^{\tau} v_t \end{aligned}$$

A continuación, las sustituimos en la serie de esperanzas de los resultados anormal futuros, obteniendo:

$$\begin{aligned} & E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] = \omega x_t^{a} + v_t \\ & E_t\left[x_{t+2}^{a}\right] = \omega E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] + E_t\left[v_{t+1}\right] = \omega^2 x_t^{a} + \left(\omega + \gamma\right) v_t \\ & E_t\left[x_{t+3}^{a}\right] = \omega E_t\left[x_{t+2}^{a}\right] + E_t\left[v_{t+2}\right] = \omega^3 x_t^{a} + \left(\omega^2 + \omega\gamma + \gamma^2\right) v_t \\ & \vdots \\ & E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = \omega^{\tau} x_t^{a} + \sum_{j=1}^{\tau} \omega^{\tau-j}\gamma^{j-1} v_t = \omega^{\tau} x_t^{a} + \frac{\omega^{\tau} - \gamma^{\tau}}{\omega - \gamma} v_t \end{aligned}$$

Este último sumatorio se obtiene debido a que el sumatorio de una serie geométrica de razón ***a*** es: $\sum_{j=1}^{\tau} a_j = \frac{a_1 - a_{\tau+1}}{1-a}$

Así, $\sum_{j=1}^{\tau} \omega^{\tau-j}\gamma^{j-1} = \frac{\omega^{\tau-1}\gamma^0 - \omega^{-1}\gamma^{\tau}}{1-\omega^{-1}\gamma^1} = \frac{\omega^{\tau} - \gamma^{\tau}}{\omega - \gamma}$. Este resultado lo utilizamos a lo largo de las próximas demostraciones.

Apéndice VIII: *Cálculo de la función de valoración del modelo de Ohlson [1995] cuando se incluye un intercepto en las ecuaciones del LIM*

Mediante la inclusión de una constante como aproximación del efecto de variables omitidas, la dinámica de la información queda de la siguiente forma:

$$x_{t+1}^{a} = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^{a} + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$v_{1t+1} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$$

Si llamamos:

$$y_t = \begin{pmatrix} x_t^{a} \\ v_{1t} \end{pmatrix}; \qquad H = \begin{pmatrix} \omega_{11} & 1 \\ 0 & \gamma_1 \end{pmatrix}; \qquad C = \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix}$$

Se cumple:

$$E_t\left[y_{t+1}\right] = Hy_t + C;$$
$$E_t\left[y_{t+2}\right] = HE_t\left[y_{t+1}\right] + C = H^2 y_t + HC + C;$$
$$\vdots$$
$$E_t\left[y_{t+\tau}\right] = H^{\tau} y_t + (H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \cdots + H + I)C$$

Realizando los cálculos de esta última expresión obtenemos que:

$$H^{\tau} y_t = \begin{pmatrix} \omega_{11}{}^{\tau} & \sum_{\tau=1}^{\tau} \gamma_1{}^{j-1} \omega_{11}{}^{\tau-j} \\ 0 & \omega_{22}{}^{\tau} \end{pmatrix} y_t = \begin{pmatrix} \omega_{11}{}^{\tau} & \dfrac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1} \\ 0 & \omega_{22}{}^{\tau} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^{a} \\ v_{1t} \end{pmatrix};$$

$$\left(H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \cdots + H + I\right)C =$$
$$= \begin{pmatrix} \dfrac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} & \dfrac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\dfrac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} - \dfrac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right) \\ 0 & \dfrac{1-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \gamma_{10} \end{pmatrix}$$

Una vez calculadas estas matrices,

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]=\begin{pmatrix}1 & 0\end{pmatrix}E_t\left[y_{t+\tau}\right]=$$

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

Aplicando ahora el RIV, obtendríamos la función de valoración:

$$V_t=bv_t+\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^{\tau}}=bv_t+\alpha_1x_t^a+\beta_1v_{1t}+\alpha_0\omega_{10}+\beta_0\gamma_{10};\ \text{ donde}$$

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

$$\beta_1=\frac{1}{(\omega_{11}-\gamma_1)}\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{(1+r)^{\tau}}=\frac{(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)};$$

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

$$\beta_0=\frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{1}{1-\omega_{11}}\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{(1+r)^{\tau}}-\frac{1}{1-\gamma_1}\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{(1+r)^{\tau}}\right)=$$

$$=\frac{(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

Caso particular:

- El modelo 3 ignora la "otra información", por lo que haciendo $v_{1t}=\gamma_{10}=\gamma_1=0$ en las funciones anteriores, resulta:

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

$$V_t=bv_t+\alpha_1x_t^a+\alpha_0\omega_{10};\ \text{ donde}$$

$$\alpha_1=\frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}};$$

$$\alpha_0=\frac{(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})}$$

Apéndice IX: *Simetría de la función de valoración del modelo de Ohlson cuando los valores de los parámetros (ω_{11},γ_1) son (1,0) y (0,1)*

El LIM de Ohlson [1995] supone el siguiente comportamiento del resultado anormal y de la "otra información": $\begin{aligned} x_{t+1}^a &= \omega_{11} x_t^a + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ v_{1t+1} &= \qquad \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{2t+1} \end{aligned}$

donde, tomando esperanzas en la primera ecuación obtenemos: $v_{1t} = E_t\left[x_{t+1}^a\right] - \omega_{11} x_t^a$

Si (ω_{11},γ_1)=(0,1), entonces $E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = v_{1t} \qquad \tau \geq 1$

Y por tanto, aplicando el RIV obtenemos: $V_t = bv_t + \dfrac{v_{1t}}{r}$

Teniendo en cuenta que: $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = v_{1t}$, y que $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1}\right] - rbv_t$,

esta función puede rescribirse como: $V_t = \dfrac{E_t\left[x_{t+1}\right]}{r}$

En el caso opuesto, si (ω_{11},γ_1)=(1,0), entonces $E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = x_t^a + v_{1t} \qquad \tau \geq 1$

Si aplicamos el RIV se obtiene: $V_t = bv_t + \dfrac{(x_t^a + v_{1t})}{r}$

De nuevo, como $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = x_t^a + v_{1t}$, y $E_t\left[x_{t+1}^a\right] = E_t\left[x_{t+1}\right] - rbv_t$, se obtiene $V_t = \dfrac{E_t\left[x_{t+1}\right]}{r}$

Por tanto, en ambos casos el valor de la empresa coincide y es igual al resultado contable esperado del periodo siguiente capitalizado a perpetuidad. En el presente trabajo, al utilizar las predicciones de los analistas como subrogado de las expectativas futuras, $E_t\left[x_{t+1}\right] = f_t^{t+1}$, el valor de la empresa es simplemente el valor actualizado de una renta perpetua igual a f_t^{t+1}.

Apéndice X: *Modelo de Ohlson cuando los valores de los parámetros (ω_{11},γ_1) son (1,1)*

El LIM de esta especificación sería:

$$x_{t+1}^{a} = x_t^{a} + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1}$$
$$v_{1t+1} = \qquad v_{1t} + \varepsilon_{2t+1}$$

Para ello, tomamos esperanzas en la secuencia temporal de la variable "otra información" y las sustituimos en la serie de esperanzas de los resultados anormal futuros:

$$E_t\left[v_{1t+1}\right] = v_{1t}$$
$$E_t\left[v_{1t+2}\right] = E_t\left[v_{1t+1}\right] = v_{1t}$$
$$\vdots$$
$$E_t\left[v_{1t+\tau}\right] = v_{1t}$$

$$E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] = x_t^{a} + v_{1t}$$
$$E_t\left[x_{t+2}^{a}\right] = E_t\left[x_{t+1}^{a}\right] + E_t\left[v_{1t+1}\right] = x_t^{a} + 2v_{1t}$$
$$E_t\left[x_{t+3}^{a}\right] = E_t\left[x_{t+2}^{a}\right] + E_t\left[v_{1t+2}\right] = x_t^{a} + 3v_{1t}$$
$$\vdots$$
$$E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right] = x_t^{a} + \sum_{j=1}^{\tau} v_{1t} = x_t^{a} + \tau v_{1t}$$

Para obtener el valor de la empresa, combinando esta expresión en la ecuación del RIV (4):

$$V_t = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau}^{a}\right]}{(1+r)^{\tau}} = bv_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^{\tau}} x_t^{a} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\tau}{(1+r)^{\tau}} v_{1t} =$$
$$= bv_t + \frac{1}{r} x_t^{a} + \frac{(1+r)}{r^2} v_{1t}$$

Este resultado se logra debido a que el sumatorio: $\frac{1}{(1+r)} + \frac{2}{(1+r)^2} + \frac{3}{(1+r)^3} + \cdots$

puede subdividirse en infinitos sumatorios de la siguiente forma:

$$\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{\tau}{(1+r)^{\tau}}=\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^{\tau}}+\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^{\tau+1}}+\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^{\tau+2}}+\cdots=$$

$$=\sum_{h=1}^{\infty}\sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^{\tau+h-1}}=\frac{1}{r}\sum_{h=1}^{\infty}\frac{1}{(1+r)^{h-1}}=\frac{(1+r)}{r^2}$$

Si medimos v_{1t} mediante la predicción de los analistas, expresión (29), tomando $\omega_{11}=1$, obtenemos: $v_{1t}=f_t^{t+1}-rbv_t-x_t^a=f_t^{a,t+1}-x_t^a$

Por lo que las funciones de expectativas y de valoración serán:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]=x_t^a+\tau v_{1t}=\tau f_t^{a,t+1}-(\tau-1)x_t^a;$$

$$V_t=bv_t+\frac{1}{r}x_t^a+\frac{(1+r)}{r^2}v_{1t}=bv_t+\frac{1}{r}x_t^a+\frac{(1+r)}{r^2}\left(f_t^{a,t+1}-x_t^a\right)=$$

$$=bv_t-\frac{1}{r^2}x_t^a+\frac{(1+r)}{r^2}f_t^{a,t+1}$$

Esta última expresión se puede dejar en función del resultado contable y de la predicción del resultado contable, en lugar de magnitudes anormales. Para ello, aplicamos su definición, $\begin{array}{l} x_t^a=x_t-rbv_{t-1}; \\ f_t^{a,t+1}=f_t^{t+1}-rbv_t \end{array}$

Sustituimos en la función de valoración y simplificamos:

$$V_t=\frac{bv_{t-1}-bv_t}{r}-\frac{x_t}{r^2}+\frac{1+r}{r^2}f_t^{t+1}$$

Utilizando la relación del excedente limpio podemos sustituir:

$$bv_{t-1}-bv_t=d_t-x_t$$

Simplificando obtenemos la función de valoración en términos de x_t y f_t^{t+1}:

$$V_t=\frac{d_t}{r}+\frac{1+r}{r^2}(f_t^{t+1}-x_t)$$

Apéndice XI: ***Modelo de Feltham y Ohlson [1995] que supone que todos los activos están valorados bajo principios contables conservadores, esto es, todos los activos son operativos.***

La modificación del LIM de Feltham y Ohlson [1995] que se va a utilizar en este trabajo hace referencia al siguiente sistema de ecuaciones (37):

$$\begin{array}{llllll} x^a_{t+1} & = \omega_{11} x^a_t & + \omega_{12} bv_t & + & v_{1t} & + \quad \varepsilon_{1t+1} \\ bv_{t+1} & = & \omega_{22} bv_t & + & v_{2t} & + \quad \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} & = & & \gamma_1 & v_{1t} & + \quad \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} & = & & \gamma_2 & v_{2t} & + \quad \varepsilon_{4t+1} \end{array}$$

Para hallar la función de expectativas de resultados anormales tendremos que hallar también las funciones de expectativas del resto de variables, esto es la $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]$ depende de $\mathrm{bv}_{t+\tau-1}$ y de $v_{1,t+\tau-1}$, y $\mathrm{bv}_{t+\tau-1}$ depende de $v_{2,t+\tau-2}$. Por ello, llamamos: $y_t = \begin{pmatrix} x^a_t \\ bv_t \\ v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}$; $H = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & 1 & 0 \\ 0 & \omega_{22} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \gamma_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2 \end{pmatrix}$

De tal forma que se cumple:

$E_t\left[y_{t+1}\right] = Hy_t$;

$E_t\left[y_{t+2}\right] = HE_t\left[y_{t+1}\right] = H^2 y_t$;

$\vdots$

$E_t\left[y_{t+\tau}\right] = H^\tau y_t$

Multiplicando la matriz H τ veces obtenemos:

$$H^\tau = \begin{pmatrix} \omega_{11}{}^\tau & \omega_{12}\sum_{j=1}^{\tau}\omega_{11}{}^{j-1}\omega_{22}{}^{\tau-j} & \sum_{j=1}^{\tau}\omega_{11}{}^{j-1}\gamma_1{}^{\tau-j} & \sum_{j=1}^{\tau-1}\omega_{12}\dfrac{\left(\omega_{22}{}^{\tau-j}-\omega_{11}{}^{\tau-j}\right)}{\omega_{22}-\omega_{11}}\gamma_2{}^{j-1} \\ 0 & \omega_{22}{}^\tau & 0 & \sum_{j=1}^{\tau}\omega_{22}{}^{j-1}\gamma_2{}^{\tau-j} \\ 0 & 0 & \gamma_1{}^\tau & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2{}^\tau \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} \omega_{11}{}^{\tau} & \omega_{12}\dfrac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}} & \dfrac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1} & h_{14} \\ 0 & \omega_{22}{}^{\tau} & 0 & \dfrac{\omega_{22}{}^{\tau}-\gamma_2{}^{\tau}}{\omega_{22}-\gamma_2} \\ 0 & 0 & \gamma_1{}^{\tau} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2{}^{\tau} \end{pmatrix}$$

donde:

$$h_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)} + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)} + \frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)$$

Por tanto,

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \omega_{11}{}^{\tau}x_t^a + \omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}bv_t + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}v_{1t} + h_{14}v_{2t} \qquad (89)$$

De aquí, por ejemplo, podemos comprobar que para τ=1, obtenemos la esperanza del resultado anormal para el periodo siguiente:

$E_t\left[x_{t+1}^a\right] = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t}$; ya que para τ=1 h_{14}=0.

Igualmente las expectativas del resto de variables para el periodo siguiente serán:

$E_t\left[bv_{t+1}\right] = \omega_{22}bv_t + v_{2t}$;

$E_t\left[v_{1t+1}\right] = \gamma_1 v_{1t}$;

$E_t\left[v_{2t+1}\right] = \gamma_2 v_{2t}$;

Para obtener la función de valoración, podemos introducir la expresión de $E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]$ en el modelo RIV, quedando:

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

donde tras largos cálculos de sumatorios llegamos a la solución final.

Sin embargo, un procedimiento más directo es el siguiente. Partiendo del RIV expresión (4), tenemos que (a la diferencia entre el valor y el patrimonio contable le llamamos fondo de comercio no registrado g_t):

$V_t - bv_t = g_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau}^a\right]}{(1+r)^\tau}$. Si llamamos $E_t\left[g_{t+1}\right] = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t\left[x_{t+\tau+1}^a\right]}{(1+r)^\tau}$

Multiplicando ambos lados del RIV por (1+r) nos lleva directamente a la siguiente expresión: $(1+r)g_t = E_t\left[g_{t+1} + x_{t+1}^a\right]$ (90)

Si esta ecuación tiene una solución lineal del tipo:

$$g_t = \alpha_1 \cdot x_t^a + \alpha_2 \cdot bv_t + \beta_1 \cdot v_{1t} + \beta_2 \cdot v_{2t}$$

Entonces sustituyendo esta solución lineal en la expresión $(1+r)g_t = E_t\left[g_{t+1} + x_{t+1}^a\right]$, y sustituyendo $E_t\left[x_{t+1}^a\right], E_t\left[bv_{t+1}\right], E_t\left[v_{1t+1}\right], y$ $E_t\left[v_{2t+1}\right]$ por sus expresiones basadas en el LIM calculadas más arriba, implica que la siguiente expresión debe cumplirse con probabilidad uno:

$$(1+r)\alpha_1 x_t^a + (1+r)\alpha_2 bv_t + (1+r)\beta_1 v_{1t} + (1+r)\beta_2 v_{2t} =$$
$$(\alpha_1 + 1)\left(\omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + v_{1t}\right) + \alpha_2\left(\omega_{22} bv_t + v_{2t}\right) + \beta_1\gamma_1 v_{1t} + \beta_2\gamma_2 v_{2t}$$

Como esta última expresión debe cumplirse para todos los valores de x^a_t, bv_t, v_{1t}, v_{2t}, se obtiene:

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

donde: $\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$, $\alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$,

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

Por tanto, la función de valoración queda:

$$g_t = V_t - bv_t = \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$
$$V_t = (1+\alpha_2)bv_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$

Apéndice XII: *Modelo de Feltham y Ohlson [1995] en el que se incluyen interceptos en las ecuaciones del LIM*

A partir del LIM del caso más general, podemos obtener todos los modelos utilizados en la presente tesis basados en Feltham y Ohlson [1995]:

$$\begin{aligned}
x^a_{t+1} &= \omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
bv_{t+1} &= \omega_{20} \qquad\qquad \omega_{22} bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
v_{1t+1} &= \gamma_{10} \qquad\qquad + \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
v_{2t+1} &= \gamma_{20} \qquad\qquad + \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
\end{aligned}$$

Llamamos:

$$y_t = \begin{pmatrix} x^a_t \\ bv_t \\ v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}; \qquad H = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & 1 & 0 \\ 0 & \omega_{22} & 0 & 1 \\ 0 & 0 & \gamma_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2 \end{pmatrix}; \qquad C = \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \omega_{20} \\ \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \end{pmatrix}$$

De tal forma que se cumple:

$$\begin{aligned}
&E_t\left[y_{t+1}\right] = Hy_t + C; \\
&E_t\left[y_{t+2}\right] = HE_t\left[y_{t+1}\right] + C = H^2 y_t + HC + C; \\
&\vdots \\
&E_t\left[y_{t+\tau}\right] = H^\tau y_t + (H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \cdots + H + I)C
\end{aligned}$$

En el Apéndice XI obtuvimos que:

$$H^\tau = \begin{pmatrix} \omega_{11}{}^\tau & \omega_{12}\dfrac{\omega_{22}{}^\tau - \omega_{11}{}^\tau}{\omega_{22} - \omega_{11}} & \dfrac{\omega_{11}{}^\tau - \gamma_1{}^\tau}{\omega_{11} - \gamma_1} & h_{14} \\ 0 & \omega_{22}{}^\tau & 0 & \dfrac{\omega_{22}{}^\tau - \gamma_2{}^\tau}{\omega_{22} - \gamma_2} \\ 0 & 0 & \gamma_1{}^\tau & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \gamma_2{}^\tau \end{pmatrix}$$

donde:

$$h_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)} + \frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)} + \frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)$$

Realizamos el resto de cálculos necesarios, esto es:

$$\left(H^{\tau-1} + H^{\tau-2} + \cdots + H + I\right)C =$$

$$= \begin{pmatrix} \frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & \frac{1-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} & 0 & \frac{1}{\omega_{22}-\gamma_2}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} - \frac{\gamma_2-\gamma_2{}^{\tau}}{1-\gamma_2}\right) \\ 0 & 0 & \frac{1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1-\gamma_2{}^{\tau}}{1-\gamma_2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{10} \\ \omega_{20} \\ \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \end{pmatrix}$$

donde:

$$a_{12} = \frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} - \frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right);$$

$$a_{13} = \frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}} - \frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right);$$

$$a_{14} = \omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{(1-\omega_{22})(\omega_{22}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})} - \frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{(1-\omega_{11})(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})} + \right.$$
$$\left. + \frac{\left(\gamma_2-\gamma_2{}^{\tau}\right)}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)(1-\gamma_2)}\right)$$

Así, la función de expectativas de resultados anormales será:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right] = \begin{pmatrix}1 & 0 & 0 & 0\end{pmatrix} E_t\left[y_{t+\tau}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x^a_t + \omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}} b v_t +$$
$$+ \frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1} v_{1t} + h_{14} v_{2t} + \frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\omega_{10} + a_{12}\omega_{20} + a_{13}\gamma_{10} + a_{14}\gamma_{20} \qquad (91)$$

La función de valoración podemos calcularla como en el caso anterior, es decir, en la expresión (90) del Apéndice XI, vimos que:

$$(1+r)g_t = E_t\left[g_{t+1} + x^a_{t+1}\right]$$

donde en esta especificación del LIM,

$$g_t = \alpha_1 x^a_t + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}$$

Desarrollando esta expresión se obtiene:

$$(1+r)\left(\alpha_1 x^a_t + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}\right) =$$
$$= E_t\left[\alpha_1 x^a_{t+1} + \alpha_2 bv_{t+1} + \beta_1 v_{1t+1} + \beta_2 v_{2t+1} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20} + x^a_{t+1}\right]$$

Sustituyendo $E_t\left[x^a_{t+1}\right], E_t\left[bv_{t+1}\right], E_t\left[v_{1t+1}\right], y\ E_t\left[v_{2t+1}\right]$ por sus expresiones basadas en el LIM de esta especificación, implica que la siguiente expresión debe cumplirse con probabilidad uno:

$$(1+r)\left(\alpha_1 x^a_t + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}\right) =$$
$$= (\alpha_1 + 1)\left(\omega_{10} + \omega_{11} x^a_t + \omega_{12} bv_t + v_{1t}\right) + \alpha_2\left(\omega_{20} + \omega_{22} bv_t + v_{2t}\right) +$$
$$+\beta_1\left(\gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t}\right) + \beta_2\left(\gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t}\right) + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}$$

Como esta expresión de arriba debe cumplirse para todos los valores de x^a_t, bv_t, v_{1t}, v_{2t}, ω_{10}, ω_{20}, γ_{10}, γ_{20}, se obtiene:

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

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

$$g_t = \alpha_1 x^a_t + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20}$$

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

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

$$\delta_1 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})},\ \delta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})};$$

$$\delta_3 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)},\ \delta_4 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)},$$

Por tanto,

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10} + \delta_4\gamma_{20} \qquad (92)$$

donde los coeficientes de cada variable son los arriba calculados.

Casos particulares:

- Modelo 8: se ignoran las variables que hacen referencia a "la otra información"

Ignorar v_{1t} y v_{2t} supone no tener en cuenta las dos últimas ecuaciones del LIM del caso más general. Esto es, introducir $v_{1t} = v_{2t} = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_{10} = \gamma_{20} = 0$, en las expresiones (91) y (92). De esta forma, eliminando los términos de $v_{1t}, v_{2t}, \gamma_{10}, \gamma_{20}$, las funciones resultantes serán:

$$E_t\left[x_{t+\tau}^a\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x_t^a + \omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}} bv_t + \frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\omega_{10} +$$

$$+\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}} - \frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right)\omega_{20}$$

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 bv_t + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20}$$

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

$$\delta_1 = \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})},\ \delta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$$

- Modelo 9: Se considera la primera de las variables representativas de la "otra información"

En este modelo se ignora v_{2t}, por lo que el LIM está formado por las tres primeras ecuaciones del caso general. Así, haciendo $v_{2t} = \gamma_{20} = \gamma_2 = 0$ en las funciones (91) y (92), es equivalente a eliminar $h_{14}v_{2t}$, $a_{14}\gamma_{20}$, $\beta_2 v_{2t}$, $\delta_4\gamma_{20}$, en dichas funciones:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right] = \omega_{11}{}^{\tau} x^a_t + \omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau} - \omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22} - \omega_{11}} bv_t + \frac{\omega_{11}{}^{\tau} - \gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11} - \gamma_1} v_{1t} + \frac{1 - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}}\omega_{10} +$$

$$+\frac{\omega_{12}}{\omega_{22} - \omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22} - \omega_{22}{}^{\tau}}{1 - \omega_{22}} - \frac{\omega_{11} - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}}\right)\omega_{20} + \frac{1}{\omega_{11} - \gamma_1}\left(\frac{\omega_{11} - \omega_{11}{}^{\tau}}{1 - \omega_{11}} - \frac{\gamma_1 - \gamma_1{}^{\tau}}{1 - \gamma_1}\right)\gamma_{10}$$

$$V_t = bv_t + \alpha_1 x^a_t + \alpha_2 bv_t + \beta_1 v_{1t} + \delta_1\omega_{10} + \delta_2\omega_{20} + \delta_3\gamma_{10}$$

donde:

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

$$\beta_1 = \frac{1 + r}{(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \gamma_1)},\ \delta_1 = \frac{1 + r}{r(1 + r - \omega_{11})},$$

$$\delta_2 = \frac{(1 + r)\omega_{12}}{r(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \omega_{22})};\ \delta_3 = \frac{1 + r}{r(1 + r - \omega_{11})(1 + r - \gamma_1)}$$

Apéndice XIII: *Errores cometidos al utilizar el número de acciones como variable deflactora sin realizar los oportunos ajustes por desdoblamientos de acciones y por ampliaciones y reducciones de capital*

Supongamos una empresa con crecimiento cero y con resultados anormales permanentes, donde:

bv_{t-1} = valor contable o patrimonio total de la empresa en el momento t-1

n_{t-1} = A= número de acciones en el momento t-1

Supongamos que el coste de capital de esta empresa es constante *r*, y que todos los beneficios los reparte como dividendos, de manera que para el año t:

x_t = beneficio total de la empresa en el periodo t

$n_t = n_{t-1}$ = A= número de acciones en el momento del cierre del periodo t

$bv_t = bv_{t-1}$ = valor contable o patrimonio total de la empresa en el momento t

VN_t = Valor nominal de las acciones en el momento t

Finalmente, supongamos que durante el periodo contable (t, t+1) se produce un desdoblamiento del número de acciones NxA, de manera que se sustituyen las A acciones antiguas por N acciones nuevas con un valor nominal $VN_{t+1} = \frac{A}{N} VN_t$. Alternativamente, supongamos que se lleva a cabo una ampliación de capital liberada con cargo a reservas (N-A) x A, por la cual por cada A acciones antiguas se emiten (N-A) nuevas, y en la que no se modifica el valor nominal de las acciones ($VN_{t+1} = VN_t$). Mediante cualquiera de estas operaciones, el número de acciones se incrementa con respecto al de principios del año t, aunque no habrá cambiado el valor patrimonial de la empresa. Concretamente, el número de acciones después del desdoblamiento de acciones sería N, y en el caso de la ampliación de capital liberada a las antiguas se les sumaría las nuevas de manera que también serían A+(N-A)=N acciones.

De esta forma, si suponemos que para el periodo t+1:

$x_{t+1} = x_t$ = beneficio total de la empresa en el periodo t+1

n_{t+1} = N =número de acciones en el momento del cierre del periodo t+1

$bv_{t+1} = bv_t$ = valor contable o patrimonio total de la empresa en el momento t+1

Utilizando datos sin deflactar vemos claramente que los valores contables de esta empresa no se ven modificados por el aumento del número de acciones, ya que no cambia ni el resultado ni el patrimonio contable total:

$$x_t^a = x_t - rbv_{t-1};$$

$$x_{t+1}^a = x_{t+1} - rbv_t = x_t - rbv_{t-1} = x_t^a$$

Sin embargo, utilizando datos por acción podemos cometer dos tipos de errores que distorsionarían seriamente el análisis, según el número de acciones que tomemos para los cálculos de las variables. Así:

ALTERNATIVA 1: En primer lugar, podemos plantearnos calcular el resultado anormal total de la empresa en el periodo t, para posteriormente dividirlo por el número de acciones al cierre del ejercicio, entonces:

$$\frac{x_t^a}{n_t} = \frac{x_t - rbv_{t-1}}{A};$$

$$\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}} = \frac{x_{t+1} - rbv_t}{N} = \frac{x_t - r \cdot bv_{t-1}}{N} = \frac{A}{N}\frac{x_t^a}{n_t}$$

De esta forma el error cometido sería:

$$\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}} - \frac{x_t^a}{n_t} = \frac{A}{N}\frac{x_t^a}{n_t} - \frac{x_t^a}{n_t} = -\frac{N-A}{N}\frac{x_t^a}{n_t}$$

Así, por ejemplo en un desdoblamiento de acciones 2 x 1, podemos observar que el resultado anormal por acción descendería en un 50%, cuando en realidad no se ha producido en esta empresa ningún cambio significativo que haga variar sus valores totales. Para no cometer este error utilizar datos por acción implicaría ajustar todos los datos contables o ajustar el número de acciones cada vez que se produjera un desdoblamiento de acciones o una ampliación de capital liberada.

Sin embargo, en esta alternativa no estaríamos utilizando los datos por acción propiamente dichos, sino que el número de acciones actuaría como un mero deflactor, ya que la variable "patrimonio de la empresa a principios de ejercicio" estaría deflactada por un número de acciones que no se corresponde con el de su periodo. Es decir, se plantea la incoherencia de que al calcular el valor intrínseco de la empresa por acción, el valor concreto del patrimonio

contable por acción a final de ejercicio estaría calculado mediante el número de acciones a final de dicho ejercicio ($V_t = \frac{\boldsymbol{bv_t}}{\boldsymbol{n_t}} + \alpha_1 \frac{x_t^a}{n_t} + \alpha_2 \frac{v_t}{n_t}$), mientras que en el cálculo del resultado anormal del próximo periodo estaría calculado mediante el número de acciones al cierre del ejercicio del siguiente año ($\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}} = \frac{x_{t+1} - r \cdot \boldsymbol{bv_t}}{\boldsymbol{n_{t+1}}}$). De esta forma, para un mismo patrimonio contable total, bv_t, estaríamos utilizando dos medidas diferentes del mismo en datos por acción, $\frac{bv_t}{n_t}$ y $\frac{bv_t}{n_{t+1}}$.

ALTERNATIVA 2: Por otro lado, si se dispusiera de los datos por acción de cada variable en cada periodo, entonces cada una de ellas estaría deflactada por el número de acciones del periodo al que hace referencia, es decir, se tendría el patrimonio contable por acción del periodo t-1, t, t+1, ...; por tanto, en el desarrollo anterior:

$$\left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) = \left(\frac{x_t}{n_t}\right) - r\left(\frac{bv_{t-1}}{n_{t-1}}\right) = \left(\frac{x_t}{n_t}\right) - r\left(\frac{bv_{t-1}}{n_t}\right); \quad \text{ya que } \left(\frac{bv_{t-1}}{n_{t-1}}\right) = \left(\frac{bv_{t-1}}{n_t}\right) \text{ al ser } n_t = n_{t-1}$$

$$\left(\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}}\right) = \left(\frac{x_{t+1}}{n_{t+1}}\right) - r\left(\frac{bv_t}{n_t}\right) = \left(\frac{x_t}{n_{t+1}}\right) - r\left(\frac{bv_{t-1}}{n_t}\right); \quad \text{ya que } \left(\frac{bv_t}{n_t}\right) = \left(\frac{bv_{t-1}}{n_t}\right) \text{ al ser } bv_t = bv_{t-1}$$

Sustituyendo el segundo término del lado derecho de esta expresión por su valor tomado de la definición de resultado anormal por acción del periodo t, esto es, $-r\left(\frac{bv_{t-1}}{n_t}\right) = \left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) - \left(\frac{x_t}{n_t}\right)$, obtenemos:

$$\left(\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}}\right) = \left(\frac{x_t}{n_{t+1}}\right) + \left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) - \left(\frac{x_t}{n_t}\right) = \left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) - \frac{n_{t+1} - n_t}{n_{t+1}}\left(\frac{x_t}{n_t}\right)$$

Siendo la diferencia entre los dos resultados anormales por acción consecutivos la siguiente:

$$\left(\frac{x_{t+1}^a}{n_{t+1}}\right) - \left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) = -\frac{n_{t+1} - n_t}{n_{t+1}}\left(\frac{x_t}{n_t}\right) = -\frac{N-A}{N}\left(\frac{x_t}{n_t}\right) = -\frac{N-A}{N}\left(\frac{x_t^a}{n_t}\right) - \frac{N-A}{N} r\left(\frac{bv_t}{n_t}\right)$$

Podemos ver que el error cometido es mayor que en el caso anterior, ya que el resultado contable es una magnitud mucho mayor en valor absoluto que el resultado anormal. Si en la alternativa 1, un desdoblamiento de acciones 2 x 1 producía un error del 50% del resultado anormal, ahora produciría un error del 50% del resultado contable, pues se suma el error por el cambio en el número de acciones con el hecho de coger deflactores distintos para el resultado contable real y el resultado considerado como normal al principio del periodo. Este último error se cometería en cualquier reducción o ampliación de capital, fuera liberada o no, pues el deflactor sería distinto en los dos periodos consecutivos.

En definitiva, mediante este sencillo desarrollo hemos puesto de relieve que utilizar datos por acción puede llevarnos a cometer graves errores de medida en las variables. De tal forma que si lo que pretendemos es calcular el factor de persistencia total de las empresas españolas a través de la autoregresión de los resultados anormales, estaremos infravalorando dicho factor de persistencia en el caso de aumentos en el número de acciones. Igualmente, al estimar el factor de crecimiento del propio patrimonio contable estaríamos infravalorando dicho crecimiento en un entorno de aumento en el tiempo en el número de acciones.

Apéndice XIV: *Error cometido al utilizar el número de acciones admitidas a cotización.*

Podemos ver con un sencillo caso qué efecto tendría tomar el número de acciones admitidas a cotización en lugar del número de acciones total emitidas por la empresa. Los errores se deben a la existencia de ampliaciones de capital en los tres o cuatro meses anteriores al cierre del ejercicio fiscal de la empresa. Así, si llamamos:

P_d :precio de las acciones a final de ejercicio, es decir, después de la ampliación

A: número de acciones antes de la ampliación de capital

N x A: la relación de ampliación

El número de acciones después de la ampliación sería: A+N, por tanto, el valor de mercado total de todas las acciones sería: P_d (A+N)

Si en lugar de tomar un número de acciones A+N, tomamos A, ya que son las que a final de ejercicio están admitidas a cotización, el error cometido sería:

$$Error = \frac{P_d A - P_d (N + A)}{P_d (N + A)} \cdot 100 = -\frac{N}{N + A} \cdot 100$$

De esta forma, la infravaloración del valor de mercado ante distintas relaciones de ampliación sería:

Relación de ampliación	Error en el valor de mercado
1x1	-50%
1x2	-33,33%
1x3	-25%
1x5	-16,67%
1x10	-9,09%
2x3	-40%
2x5	-28,57%
3x4	-42,86%

Apéndice XV: *Empresas que componen la muestra*

1 Abengoa
2 Aceralia
3 Acerinox
4 ACS
5 Adolfo Domínguez
6 Agromán
7 Aguas de Barcelona
8 Aldeasa
9 Altadis-Tabacalera
10 Amper
11 Asland
12 Asturiana Zinc
13 Autopista Concesionaria Española
14 Autopistas Marenostrum
15 Azkoyen
16 Azucarera Ebro Agrícola Alimentación
17 Bami
18 Barón de ley
19 Bodegas Riojanas
20 Bodegas y Bebidas-Savin
21 BP Oil
22 Campofrío
23 Carburos Metálicos
24 Carrefour-Pryca
25 Cementos Lemona
26 Cementos Portland
27 Centros Comerciales Continente
28 Cepsa
29 Citroen
30 Compañía Vinícola Norte España
31 Construcciones Auxiliares del Ferrocarril
32 Construcciones Laín
33 Corporación Financiera Alba
34 Corporación Industrial y Financiera Banesto
35 Cortefiel
36 Cristalería Española Saint Gobain
37 Dimetal
38 Dragados
39 Duro Felguera
40 El Águila-Heineken
41 Electra del Viesgo
42 Eléctricas Reunidas Zaragoza
43 Empresa Eléctrica de Ribagorzana
44 Empresa Nacional de. Celulosas
45 Endesa
46 Energía e Industrias Aragonesas
47 Ercros
48 Española Zinc
49 Estacionamientos Subterráneos
50 Europistas
51 FAES
52 Fasa Renault
53 Filo
54 Finanzauto
55 Fomento de Construcciones y Contratas
56 Fuerzas Eléctricas de Cataluña
57 Gas Natural
58 Gas y Electricidad
59 Ginés Navarro
60 Global Steel Wire-Trenzas y Cables de Acero
61 Grupo Acciona - Cubiertas Mzov
62 Grupo Anaya
63 Grupo Fosforera
64 Hidrocantábrico
65 Hidroeléctrica de Cataluña
66 Hornos Ibéricos Alba
67 Huarte
68 Iberdrola
69 Iberpapel Gestión
70 Iberpistas
71 Indo
72 Inmobiliaria Colonial
73 Inmobiliaria El Encinar
74 Inmobiliaria Zubalburu
75 Inmobiliaria. Urbis
76 Koipe
77 La Seda de Barcelona
78 Logista, Compañía de Distribución Integral
79 Metrovacesa
80 Miquel y Costas
81 NH Hoteles-Corporacion Arco-Cofir
82 Nicolás Correa
83 Nissan Motor
84 Nueva Montaña Quijano
85 Obrascon Huarte Lain
86 Papelera Española
87 Pascual Hermanos
88 Picking pack
89 Portland Valderrivas
90 Prima Inmobiliaria
91 Prosegur
92 Puleva Uniasa
93 Radiotrónica
94 Repsol
95 Saltos del Nansa
96 Sansón - La Auxiliar de la Construcción
97 Sarrió
98 Sefanitro
99 Sevillana de Electricidad
100 Soc. Española del Acumulador Tudor
101 Sociedad Anónima DAMM
102 Sociedad Financiera y Minera
103 Sociedad. General Azucarera de España
104 Sol Meliá

105 Sotogrande
106 Tabacos Filipinas
107 Tableros de Fibra
108 Tavex Algodonera
109 Telefónica
110 Telepizza
111 Tubacex
112 Uniland Cementera
113 Unión Eléctrica Fenosa
114 Unipapel
115 Uralita
116 Urb. y Transportes Urbas
117 Valenciana Portland
118 Vallehermoso
119 Vidrala
120 Viscofan
121 Zardoya Otis

- Empresas eliminadas debido a patrimonios contables negativos y/o observaciones extremas del resultado anormal:

122 Altos Hornos de Vizcaya
123 Santana Motor
124 Sociedad Nacional Aplic. Celulosa Española

-Empresas eliminadas por falta de predicciones de beneficios de I/B/E/S en 1993-1999:

125 Bodegas Bilbaínas
126 Eppic-European Paper
127 Inbesos
128 Metalurgia Ponferrada
129 Nitratos de Castilla
130 Papeles y Cartones Europa
131 Reno di Medici
132 Volkswagen

- Empresas eliminadas por falta de datos contables en el período 1990-1999:

133 Bayer
134 Bendix
135 Saba

- Empresas eliminadas debido a que su actividad principal es financiera, aseguradora o asimilada en el período 1990-1999:

136 AGF Fénix
137 Argentaria
138 Banco Atlántico
139 Banco Central Hispano
140 Banco de Alicante
141 Banco de Andalucia
142 Banco de Castilla
143 Banco de Crédito Balear
144 Banco de Fomento
145 Banco de Galicia
146 Banco de Progreso
147 Banco de Valencia
148 Banco de Vasconia
149 Banco de Vitoria
150 Banco Esfinge
151 Banco Exterior
152 Banco Guipuzcoano
153 Banco Herrero
154 Banco Hispanoamericano
155 Banco Pastor
156 Banco Popular
157 Banco Santander- Santander Central Hispano
158 Banco Simeón
159 Banco Zaragozano
160 Banesto
161 Bankinter
162 Barclays
163 BBV-BBVA
164 Catalana de Occidente
165 Commerzbank
166 Corporación Hispamer
167 Corporación. Mapfre
168 Faxtibex
169 General de Inversión
170 Lafarge Coppee
171 Mapfre Vida
172 Seguros Aurora Polar
173 Seguros Bilbao

Apéndice XVI: *Tablas más relevantes del vínculo valorativo para el año 1999*

Las siguientes tablas son las equivalentes a las presentadas en el vínculo valorativo del capítulo quinto, pero utiliza exclusivamente el año 1999, puesto que este ha sido el único año en que se ha obtenido un parámetro de conservadurismo positivo, dentro de los límites supuestos por Feltham y Ohlson [1995]. Nos hubiera gustado también presentar las tablas para el vínculo predictivo, pero para ello hubiéramos necesitados los resultados anormales realmente obtenidos en los años 2000 a 2005. Hemos decidido mantener la misma numeración de las tablas para una rápida identificación y comparación de los resultado.

Tabla 5.14bis. Valores promedio del ratio V/P (Año 1999)

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios observados en el mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año 1999; Mediana: Valor mediano del ratio V/P; Nº casos V>P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; Nº caos V<P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número de observaciones totales de ratios V/P calculados en el periodo 1999 es de 80.

N=80	Media	Mediana	Nº casos V>P	Nº casos V<P
Modelo 1	0,6790***	0,5771***	14	66
Modelo 2	1,0422	0,9599	38	42
Modelo 3	0,8879*	0,7489***	26	54
Modelo 4	0,7117***	0,6116***	15	65
Modelo 5	1,2204***	1,0447**	42	38
Modelo 6	5,9222**	2,5176***	62	18
Modelo 7	0,9384	0,7680***	27	53
Modelo 8	1,0532	0,9732	38	42
Modelo 9	1,1145	0,9378	38	42
Modelo 10	1,1858**	1,0031	40	40

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

Tabla 5.16bis. Sesgos en los errores de valoración de los modelos considerados (Año 1999)

La tabla muestra los errores de valoración cometidos por cada modelo, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el cierre de 1999 y el precio de mercado en ese mismo momento. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo 3, y aparecen resumidas en el apéndice XX. El número de valores intrínsecos calculados es 80. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MPE: Error de valoración medio; Mediana PE: Mediana de la serie de errores de valoración. Positivos: Número de errores de valoración positivos. Negativos: Número de errores de valoración negativos

N=80	MPE	Mediana PE	Positivos	Negativos
Modelo 1	-0,3340***	-0,4229***	14	66
Modelo 2	0,0203	-0,0401	38	42
Modelo 3	-0,1357***	-0,2511***	26	54
Modelo 4	-0,2996***	-0,3884***	15	65
Modelo 5	0,1703***	0,0447**	42	38
Modelo 6	0,4691***	1,0000***	62	18
Modelo 7	-0,0933*	-0,2320**	27	53
Modelo 8	0,0100	-0,0268	38	42
Modelo 9	0,0515	-0,0622	38	42
Modelo 10	0,1010*	0,0031	40	40

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

Tabla 5.17bis. Exactitud de las valoraciones de los modelos considerados (Año 1999)

Se muestran los errores absolutos de valoración cometidos por cada modelo, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el cierre de 1999 y el precio de mercado en ese mismo momento. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo 3, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. El número de valores intrínsecos calculados es 80. MAPE: Error de valoración absoluto medio; Mediana APE: Mediana de la serie de errores absolutos de valoración. <20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es inferior al 20%. >20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es superior al 20%; Mejor: Número de veces que el modelo estudiado proporciona la mejor estimación del precio de mercado de entre todos los considerados. Entre paréntesis la posición relativa del modelo con respecto al resto.

N=80	MAPE	Mediana APE	<20%	>20%	MEJOR
Modelo 1	0,4526*** (9)	0,4562*** (9)	15	65	5
Modelo 2	0,4116*** (5)	0,3300*** (2)	30	50	14
Modelo 3	0,3962*** (1)	0,3465*** (5)	18	62	8
Modelo 4	0,4245*** (7)	0,4283*** (8)	18	62	7
Modelo 5	0,4214*** (6)	0,3656*** (4)	31	49	21
Modelo 6	0,8559*** (10)	1,0000*** (10)	4	76	6
Modelo 7	0,3971*** (2)	0,3775*** (6)	20	60	4
Modelo 8	0,4051*** (3)	0,3802*** (7)	22	58	7
Modelo 9	0,4078*** (4)	0,3090*** (1)	20	60	1
Modelo 10	0,4254*** (8)	0,3524*** (3)	21	59	7
Modelo Perfecto	0,1109***	0,0749***	70	10	80

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

Tabla 5.19bis. Coeficientes de valoración implícitos en cada uno de los LIMs de los modelos considerados (año 1999)

La tabla muestra el coeficiente medio utilizado para calcular los 80 valores intrínsecos de las empresas en el año 1999 según el modelo utilizado. La fórmula general hace referencia a la siguiente expresión: $V_t = d_0 + d_1 bv_t + d_2 x_t^a + d_3 f_t^{a,t+1} + d_4 bv_t^{t+1}$, donde las coeficientes d_t dependen de los parámetros del LIM. Sus expresiones pueden encontrarse en el capítulo tercero de la tesis, y sus estimaciones en los resultados del vínculo predictivo (tablas 5.1 a 5.10). $P_{j,t}$: precio de mercado observado en el cierre del periodo t; $x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal a un año, realizada en función de la predicción del beneficio del consenso de los analistas financieros. bv_t^{t+1} : predicción del patrimonio contable a un año, realizada en función de las predicciones de beneficios y dividendos y del cumplimiento de la relación del excedente limpio.

N=80	d_0	d_1	d_2	d_3	d_4
Modelo 1	0	1	0	0	0
Modelo 2	0	1	14,56	0	0
Modelo 3	36,97	1	2,52	0	0
Modelo 4	0	1	0	0,93	0
Modelo 5	0	1	0	14,56	0
Modelo 6	0	1	-225,94	240,50	0
Modelo 7	24,28	1	-1,15	4,78	0
Modelo 8	36,46	1,25	2,54	0	0
Modelo 9	25,38	1,24	-1,61	5,40	0
Modelo 10	33,27	-0,33	-1,61	5,40	1,53

Apéndice XVII: *Resultados del análisis de rentabilidades mediante la formación de quintiles en función del ratio V/P*

Tabla 5.21bis. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995] (quintiles)

La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la 5 presenta los ratios V/P más altos. Modelo: Nº del modelo utilizado en la tesis para calcular el valor intrínseco (V); Meses: nº de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 a C5: Media de las rentabilidades medias acumuladas de las 5 carteras consideradas; C5-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia de comprar la cartera 5 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades realizadas acumuladas entre la cartera 5 y la 1.

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C4	C5	C5-C1	P-valor
	6	1,1949	1,1258	1,1391	1,1396	1,2379	0,0431	0,56
	12	1,1654	1,1249	1,1488	1,1387	1,2169	0,0516	0,68
1	18	1,3877	1,3172	1,3758	1,4182	1,5835	0,1958	0,35
	24	1,3979	1,3551	1,4003	1,4919	1,5766	0,1787	0,45
	36	1,7524	1,7575	1,7315	2,0121	2,0170	0,2646	0,39
	6	1,2259	1,1500	1,1316	1,1488	1,1777	-0,0482	0,42
	12	1,1026	1,1442	1,1537	1,1554	1,2305	0,1280	0,28
2	18	1,4578	1,3945	1,3297	1,3915	1,5421	0,0843	0,47
	24	1,3799	1,4314	1,3508	1,4333	1,6376	0,2576	0,20
	36	1,9700	1,6459	1,7937	1,8988	2,0272	0,0572	0,66
	6	1,2015	1,1321	1,1193	1,1701	1,2405	0,0389	0,49
	12	1,1682	1,1336	1,1291	1,1469	1,2601	0,0919	0,53
3	18	1,4289	1,3647	1,2867	1,4422	1,6399	0,2110	0,42
	24	1,4336	1,3855	1,3258	1,4087	1,6747	0,2410	0,45
	36	1,8549	1,8103	1,7026	1,8043	2,3440	0,4892	0,46
	6	1,1939	1,1208	1,1371	1,1544	1,2314	0,0375	0,57
	12	1,1686	1,1067	1,1380	1,1731	1,2007	0,0321	0,79
4	18	1,4076	1,3158	1,3563	1,4410	1,5719	0,1643	0,44
	24	1,4097	1,3809	1,3381	1,5012	1,5892	0,1795	0,45
	36	1,9529	1,7333	1,6976	1,9634	2,0751	0,1221	0,78
	6	1,1877	1,1499	1,1774	1,1297	1,2134	0,0256	0,70
	12	1,1353	1,1261	1,1527	1,1371	1,2783	0,1429	0,34
5	18	1,3994	1,3599	1,3416	1,3530	1,6845	0,2851	0,15
	24	1,3653	1,3761	1,3748	1,3604	1,7327	0,3674	0,11
	36	1,8682	1,7207	1,7898	1,7663	2,2291	0,3608	0,24
	6	1,1695	1,1504	1,1569	1,1658	1,2109	0,0414	0,50
	12	1,1695	1,1813	1,1232	1,1537	1,1439	-0,0256	0,79
6	18	1,4562	1,4032	1,3614	1,4311	1,5318	0,0756	0,78
	24	1,5144	1,4220	1,3966	1,3983	1,4861	-0,0283	0,90
	36	2,0385	1,8256	1,7951	1,7541	1,8284	-0,2102	0,52
	6	1,1849	1,1215	1,1468	1,1552	1,2519	0,0670	0,20
	12	1,1939	1,0954	1,1552	1,1523	1,2249	0,0311	0,78
7	18	1,4594	1,3197	1,3544	1,4438	1,6061	0,1467	0,58
	24	1,4562	1,3704	1,4001	1,4759	1,5300	0,0738	0,76
	36	1,9246	1,7034	1,7977	1,9874	2,0070	0,0824	0,83

En color rojo la cartera que consigue mayor rentabilidad realizada acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En azul las rentabilidades acumuladas positivas obtenidas al comprar la cartera 5 y vender la 1

Tabla 5.22bis. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] (quintiles)

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum, expresión (67)) de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 5 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; El modelo denominado perfecto es el resultante de tomar como valor intrínseco de la empresa j en un periodo t el valor intrínseco calculado a partir de los modelos 1 a 10 que resulta estar más próximo al precio de mercado de la empresa j en el periodo t; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 a C5: Media de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum) de las 5 carteras consideradas; C5-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades realizadas acumuladas entre la cartera 5 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C5	C5	C5-C1	P-valor
	6	1,1714	1,1784	1,1196	1,2451	1,2685	0,0971	0,33
	12	1,1497	1,2125	1,1773	1,2924	1,2794	0,1297	0,48
8	**18**	1,4024	1,4460	1,4071	1,7620	1,8636	0,4612	0,24
	24	1,3791	1,5059	1,4419	1,7442	1,8036	0,4245	0,34
	36	1,6127	1,9050	1,8093	2,0011	2,4500	0,8373	0,38
	6	1,1589	1,1675	1,1635	1,2270	1,2829	0,1240	0,26
	12	1,1742	1,1708	1,2585	1,2287	1,2621	0,0879	0,57
9	**18**	1,3819	1,4210	1,6113	1,6493	1,8177	0,4359	0,19
	24	1,3881	1,4821	1,6171	1,6023	1,6836	0,2956	0,37
	36	1,7114	2,0318	1,8947	1,8053	2,2107	0,4993	0,42
	6	1,1719	1,1467	1,1949	1,1940	1,2831	0,1112	0,28
	12	1,1777	1,1784	1,2977	1,1940	1,2399	0,0622	0,69
10	**18**	1,4603	1,3762	1,6537	1,6081	1,7497	0,2894	0,35
	24	1,4586	1,4301	1,6552	1,5153	1,6649	0,2063	0,46
	36	1,8156	1,9579	1,9126	1,7761	2,2029	0,3873	0,56
	6	1,1506	1,1632	1,1671	1,1084	1,2624	0,1118	**0,09**
	12	1,1392	1,1586	1,1900	1,0641	1,2508	0,1115	0,26
Perfecto	**18**	1,4180	1,3368	1,5109	1,2582	1,6342	0,2162	0,16
	24	1,3861	1,4013	1,5298	1,2525	1,6571	0,2710	**0,09**
	36	1,8790	1,8984	1,8178	1,6702	2,0989	0,2199	0,53

En color rojo la cartera que consigue mayor rentabilidad realizada acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En color azul las rentabilidades realizadas acumuladas positivas obtenidas al comprar la cartera 5 y vender la cartera 1

Tabla 5.23bis. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Ohlson [1995] (quintiles)

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas (AACoR, expresión (70)) y de las betas medias de la estrategia basada en el ratio V/P, y que ha sido realizada al cierre fiscal de cada año del periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 5 presenta los ratios V/P más altos. Modelo: Nº del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; Meses: nº de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C5: Media de las AACoR de la carteras 1 y 5; C5-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la 1; β1 y β5: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) de las carteras 1 y 5; β5-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 5 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C5	C5-C1	P-valor	β1	β5	β5- β1	P-valor
	6	-0,0048	0,0093	0,0141	0,82	1,11	1,20	0,09	0,27
	12	-0,0163	0,0039	0,0201	0,86	1,12	1,20	0,09	0,32
1	18	-0,0928	-0,0741	0,0187	0,89	1,12	1,20	0,07	0,46
	24	-0,0592	-0,0367	0,0225	0,88	1,12	1,19	0,07	0,52
	36	-0,2034	-0,0832	0,1202	0,39	1,14	1,20	0,06	0,66
	6	-0,0296	0,0061	0,0357	0,48	1,37	0,92	-0,45	0,00
	12	-0,1109	0,0511	0,1621	0,23	1,36	0,93	-0,44	0,00
2	18	-0,1910	0,0572	0,2482	0,20	1,38	0,94	-0,44	0,01
	24	-0,2342	0,1081	0,3423	0,15	1,39	0,95	-0,44	0,01
	36	-0,2483	0,0262	0,2745	0,13	1,42	0,96	-0,46	0,01
	6	-0,0045	0,0225	0,0270	0,47	1,19	1,18	0,00	0,99
	12	-0,0042	0,0435	0,0477	0,70	1,20	1,19	-0,01	0,95
3	18	-0,0460	-0,0069	0,0391	0,79	1,22	1,17	-0,05	0,72
	24	-0,0346	0,0447	0,0793	0,69	1,23	1,17	-0,06	0,67
	36	-0,1099	0,1224	0,2323	0,56	1,26	1,16	-0,09	0,57
	6	-0,0041	0,0079	0,0120	0,81	1,14	1,18	0,04	0,69
	12	-0,0074	-0,0110	-0,0036	0,97	1,14	1,19	0,04	0,71
4	18	-0,0477	-0,0844	-0,0367	0,79	1,15	1,17	0,02	0,88
	24	-0,0214	-0,0295	-0,0081	0,95	1,15	1,17	0,02	0,90
	36	0,0226	-0,0651	-0,0876	0,74	1,17	1,18	0,01	0,96
	6	-0,0608	0,0423	0,1031	0,26	1,35	0,93	-0,42	0,00
	12	-0,0720	0,0976	0,1697	0,31	1,35	0,94	-0,40	0,00
5	18	-0,1782	0,1711	0,3494	0,17	1,35	0,96	-0,40	0,01
	24	-0,1842	0,2001	0,3843	0,12	1,36	0,96	-0,39	0,02
	36	-0,2758	0,1927	0,4685	0,08	1,36	0,98	-0,38	0,06
	6	-0,0319	0,0178	0,0497	0,45	1,10	1,12	0,02	0,81
	12	-0,0202	-0,0311	-0,0109	0,90	1,09	1,13	0,04	0,68
6	18	-0,0653	0,0333	0,0986	0,66	1,09	1,16	0,08	0,46
	24	0,0029	-0,0091	-0,0120	0,95	1,08	1,18	0,10	0,33
	36	0,0128	-0,1864	-0,1992	0,47	1,06	1,24	0,18	0,13
	6	-0,0203	0,0325	0,0527	0,27	1,14	1,16	0,02	0,73
	12	0,0084	0,0109	0,0025	0,98	1,14	1,17	0,02	0,76
7	18	-0,0237	-0,0279	-0,0042	0,98	1,16	1,18	0,01	0,89
	24	-0,0036	-0,0794	-0,0759	0,62	1,16	1,19	0,02	0,81
	36	-0,0053	-0,1697	-0,1645	0,47	1,17	1,22	0,05	0,66

En color azul la AACoR media positiva obtenidas al comprar la cartera 5 y vender la cartera 1

Tabla 5.24bis. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] (quintiles)

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas (AACoR, expresión (70)) y de las betas medias de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 5 presenta los ratios V/P más elevados. Modelo: Número del modelo utilizado en esta tesis para calcular el valor intrínseco de la acción (V), cuyo resumen aparece en el apéndice XX; El modelo denominado perfecto es el resultante de tomar como valor intrínseco de la empresa j en un periodo t el valor intrínseco calculado a partir de los modelos 1 a 10 que resulta estar más próximo al precio de mercado de la empresa j en el periodo t; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C5: Media de las AACoR de la carteras 1 y 5; C5-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la cartera 1; β1 y β5: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) las carteras 1 y 5; β5-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 5 y la cartera 1.

Modelo	Meses	C1	C5	C5-C1	P-valor	β1	β5	β5- β1	P-valor
	6	0,0165	-0,0763	-0,0928	0,27	0,84	1,40	0,56	0,08
	12	-0,0146	-0,0928	-0,0783	0,51	0,86	1,38	0,53	0,08
8	18	-0,0500	-0,2837	-0,2337	0,11	0,82	1,41	0,60	0,10
	24	-0,0557	-0,2341	-0,1784	0,13	0,84	1,39	0,55	0,11
	36	-0,1466	-0,3428	-0,1961	0,39	0,79	1,42	0,63	0,04
	6	0,0117	-0,0471	-0,0587	0,39	0,78	1,34	0,56	0,09
	12	0,0253	-0,0853	-0,1106	0,33	0,79	1,33	0,53	0,09
9	18	-0,0124	-0,2589	-0,2465	0,24	0,73	1,37	0,64	0,10
	24	0,0334	-0,2946	-0,3280	0,08	0,74	1,35	0,62	0,11
	36	0,0701	-0,4904	-0,5605	0,06	0,62	1,40	0,78	0,02
	6	0,0340	-0,0610	-0,0950	0,32	0,75	1,36	0,61	0,07
	12	0,0326	-0,1152	-0,1478	0,27	0,78	1,35	0,57	0,08
10	18	0,0653	-0,3334	-0,3988	0,09	0,73	1,39	0,67	0,10
	24	0,0888	-0,3187	-0,4076	0,07	0,74	1,37	0,63	0,10
	36	0,1804	-0,5112	-0,6916	0,01	0,65	1,43	0,78	0,02
	6	-0,0615	0,0552	0,1167	0,06	1,21	1,07	-0,13	0,08
	12	-0,0526	0,0505	0,1030	0,23	1,21	1,08	-0,13	0,11
Perfecto	18	-0,1208	0,0479	0,1687	0,09	1,23	1,11	-0,11	0,19
	24	-0,1299	0,1052	0,2351	0,03	1,23	1,12	-0,11	0,19
	36	-0,1553	0,0951	0,2505	0,35	1,24	1,14	-0,10	0,20

En color azul la AACoR media positiva obtenida al comprar la cartera 5 y vender la cartera 1

Tabla 5.25bis. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal (quintiles)

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (71) y (72):

$$R_{pt} - rf_t = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt}\ ;\ \left(R_{4t} - R_{1t}\right) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At}$$

$R_{p,t}$: rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t; rf_t: rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t; $Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t; α_p: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o *alfa de Jensen* para la cartera p; β_p: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p; α_A: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje; β_A: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje; P-Valor: P-valor del contraste de significatividad de los coeficientes α_A y β_A.

Modelo	α_1	α_5	α_A	P-valor	β_1	β_5	β_A	P-valor
1	-0,0033	-0,0008	0,0025	0,5245	1,0974	1,0761	-0,0212	0,8403
2	-0,0087	0,0009	0,0096	0,0240	1,2431	0,8607	-0,3824	0,0004
3	-0,0034	0,0005	0,0039	0,3415	1,0882	1,0384	-0,0498	0,5234
4	-0,0021	-0,0018	0,0003	0,9409	1,0753	1,0736	-0,0017	0,9882
5	-0,0046	0,0023	0,0069	0,1064	1,1355	0,9225	-0,2130	0,0044
6	-0,0008	-0,0057	-0,0049	0,1868	0,8220	1,0639	0,2419	0,0089
7	-0,0017	0,0001	0,0018	0,6723	1,0424	1,0075	-0,0348	0,7120
8	-0,0047	-0,0030	0,0017	0,7114	0,8093	1,0889	0,2796	0,0007
9	-0,0019	-0,0058	-0,0039	0,4119	0,7340	1,1432	0,4091	0,0000
10	-0,0046	-0,0054	-0,0008	0,8781	0,8002	1,1336	0,3334	0,0007
Perfecto	-0,0040	0,0016	0,0056	0,1777	1,1263	1,0919	-0,0344	0,8072

En color azul las rentabilidades ajustadas por riego positivas de la cartera de arbitraje; en color rojo los riesgos sistemáticos significativos de la cartera de arbitraje.

Tabla 6.10bis. Rentabilidades medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual (quintiles)

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades medias acumuladas (ARacum, expresión (67)) de cada una de las carteras formadas en función del ratio V/P. La estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada año del periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la 5 presenta los ratios V/P más altos. Los modelos utilizan distintos parámetros del LIM según el signo del resultado anormal. Los modelos 1-2 y 4-5 utilizan el modelo 1 y 4, respectivamente, para las empresas con pérdidas anormales y el 2 y el 5, respectivamente, para las empresas con beneficios anormales; Meses: nº de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades; C1 a C5: Media de las rentabilidades medias acumuladas de las 5 carteras; C5-C1: rentabilidad media acumulada de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de rentabilidades acumuladas entre la cartera 5 y la 1

Modelo	Meses	C1	C2	C3	C4	C5	C5-C1	P-valor
	6	1,1837	1,1292	1,1708	1,1339	1,2378	0,0541	0,41
	12	1,1283	1,1202	1,1863	1,1616	1,1913	0,0630	0,59
1-2	**18**	1,4051	1,3181	1,4075	1,4112	1,5299	0,1248	0,35
	24	1,3572	1,3811	1,3958	1,4569	1,5320	0,1748	0,21
	36	1,8154	1,8031	1,7654	1,9782	1,8839	0,0686	0,76
	6	1,1971	1,1504	1,1525	1,1354	1,2357	0,0386	0,55
	12	1,1674	1,1168	1,2094	1,1287	1,2191	0,0517	0,74
4-5	**18**	1,3985	1,3246	1,4565	1,3500	1,6016	0,2032	0,31
	24	1,3582	1,3505	1,4577	1,3830	1,6178	0,2596	0,21
	36	1,8663	1,7755	1,8839	1,8314	1,9280	0,0617	0,84
	6	1,1940	1,1650	1,1631	1,1366	1,2094	0,0153	0,81
	12	1,1240	1,1323	1,1835	1,1616	1,2149	0,0910	0,54
3	**18**	1,3667	1,3604	1,4072	1,4050	1,5766	0,2099	0,29
	24	1,3046	1,4021	1,4037	1,4575	1,6163	0,3117	0,19
	36	1,8235	1,7605	1,7782	2,0254	2,0047	0,1813	0,64
	6	1,1742	1,1639	1,1335	1,1802	1,2108	0,0366	0,54
	12	1,1318	1,1412	1,1875	1,1644	1,2081	0,0763	0,57
7	**18**	1,3690	1,3499	1,4252	1,3862	1,5912	0,2222	0,31
	24	1,3141	1,3873	1,4447	1,4037	1,5987	0,2846	0,16
	36	1,7795	1,8033	1,9280	1,7779	1,8729	0,0934	0,73
	6	1,2294	1,2343	1,1946	1,1354	1,1766	-0,0528	0,39
	12	1,2138	1,2198	1,1920	1,1599	1,2303	0,0165	0,81
8	**18**	1,6281	1,8338	1,4612	1,4705	1,5259	-0,1022	0,24
	24	1,5419	2,0863	1,4237	1,5012	1,5373	-0,0046	0,97
	36	1,9291	2,4155	1,8731	1,7922	1,9459	0,0168	0,86
	6	1,2007	1,2382	1,2172	1,1335	1,1869	-0,0138	0,81
	12	1,2262	1,1870	1,2187	1,1376	1,2770	0,0508	0,62
9	**18**	1,6567	1,5757	1,5494	1,4160	1,6140	-0,0427	0,33
	24	1,6281	1,5642	1,5214	1,4146	1,6573	0,0292	0,79
	36	2,0970	1,8789	1,9063	1,7539	1,9820	-0,1150	0,09
	6	1,2009	1,2532	1,2109	1,1389	1,1821	-0,0188	0,73
	12	1,2252	1,2001	1,2021	1,1628	1,2510	0,0258	0,76
10	**18**	1,6437	1,6006	1,5215	1,4400	1,5573	-0,0863	0,29
	24	1,5742	1,6780	1,4804	1,4231	1,6446	0,0704	0,52
	36	2,0271	1,9060	1,9805	1,6806	2,0200	-0,0071	0,72

En rojo la cartera que logra mayor rentabilidad acumulada para cada modelo y periodo de acumulación. En azul las rentabilidades realizadas acumuladas positivas obtenidas al comprar la cartera 5 y vender la 1

Tabla 6.11bis. Rentabilidades anormales medias acumuladas de la estrategia V/P de los modelos del análisis contextual (quintiles)

La tabla muestra el valor medio de las rentabilidades anormales medias acumuladas (AACoR, expresión (70)) y de las betas medias de cada una de las carteras formadas en función del valor del ratio V/P. Esta estrategia ha sido realizada al cierre fiscal de cada uno de los años comprendidos en el periodo 1993-1999. La cartera 1 está formada por los títulos con ratio V/P pequeño, mientras que la cartera 5 presenta los ratios V/P más elevados. Los modelos utilizan distintos parámetros del LIM según el signo del resultado anormal. Los modelos 1-2 y 4-5 utilizan el modelo 1 y 4, respectivamente, para las empresas con pérdidas anormales y el 2 y el 5, respectivamente, para las empresas con beneficios anormales; Meses: número de meses sobre los que se han acumulado las rentabilidades de cada cartera; C1 y C5: Media de las AACoR de las carteras 1 y 4; C5-C1: Media de las AACoR de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la cartera 1; β1 y β5: Valor medio del riesgo sistemático (Beta) las carteras 1 y 5; β5-β1: Riesgo sistemático medio de la estrategia consistente en comprar la cartera 5 y vender la cartera 1: P-Valor: P-valor del contraste de diferencias de AACoR y de riesgo sistemático entre la cartera 5 y la cartera 1

Modelo	Meses	C1	C5	C5-C1	P-valor	β1	β5	β5- β1	P-valor
	6	-0,0417	0,0265	0,0681	0,21	1,27	1,08	-0,19	0,06
	12	-0,0655	-0,0122	0,0532	0,62	1,27	1,09	-0,18	0,09
1-2	18	-0,1187	-0,0681	0,0506	0,57	1,26	1,12	-0,14	0,22
	24	-0,1583	-0,0301	0,1283	0,15	1,26	1,13	-0,14	0,28
	36	-0,2286	-0,1607	0,0679	0,57	1,26	1,18	-0,09	0,52
	6	-0,0273	0,0513	0,0786	0,21	1,27	1,03	-0,23	0,02
	12	-0,0255	0,0381	0,0636	0,68	1,27	1,05	-0,22	0,03
4-5	18	-0,1350	0,0500	0,1851	0,35	1,27	1,07	-0,20	0,07
	24	-0,1507	0,0761	0,2268	0,22	1,27	1,08	-0,19	0,11
	36	-0,1539	-0,1322	0,0217	0,93	1,25	1,12	-0,13	0,30
	6	-0,0317	0,0023	0,0340	0,42	1,30	1,06	-0,24	0,07
	12	-0,0687	0,0105	0,0792	0,54	1,30	1,07	-0,24	0,08
3	18	-0,1844	-0,0265	0,1579	0,29	1,31	1,09	-0,22	0,17
	24	-0,2286	0,0269	0,2554	0,16	1,31	1,09	-0,22	0,17
	36	-0,2692	-0,0966	0,1726	0,46	1,34	1,12	-0,21	0,24
	6	-0,0620	0,0285	0,0905	0,23	1,29	1,00	-0,29	0,01
	12	-0,0664	0,0219	0,0883	0,54	1,29	1,02	-0,27	0,01
7	18	-0,1757	0,0309	0,2067	0,36	1,30	1,04	-0,26	0,05
	24	-0,2034	0,0509	0,2543	0,19	1,30	1,06	-0,24	0,08
	36	-0,2574	-0,1497	0,1077	0,63	1,28	1,10	-0,18	0,25
	6	-0,0160	0,0379	0,0539	0,33	1,13	0,71	-0,42	0,07
	12	-0,0173	0,0649	0,0821	0,39	1,13	0,73	-0,40	0,07
8	18	-0,0241	0,0504	0,0745	0,51	1,10	0,74	-0,36	0,17
	24	-0,0347	0,0588	0,0935	0,54	1,11	0,75	-0,35	0,17
	36	-0,0480	0,0571	0,1051	0,48	1,05	0,79	-0,26	0,33
	6	-0,0162	0,0435	0,0597	0,39	1,05	0,70	-0,35	0,10
	12	0,0160	0,1047	0,0888	0,49	1,06	0,72	-0,34	0,11
9	18	0,0776	0,1360	0,0584	0,50	1,02	0,73	-0,28	0,25
	24	0,1199	0,1686	0,0487	0,64	1,03	0,74	-0,28	0,25
	36	0,2562	0,1112	-0,1450	0,38	0,94	0,78	-0,15	0,50
	6	-0,0281	0,0340	0,0621	0,32	1,08	0,72	-0,36	0,11
	12	0,0108	0,0726	0,0617	0,56	1,09	0,74	-0,34	0,12
10	18	0,0514	0,0682	0,0169	0,73	1,05	0,75	-0,30	0,26
	24	0,0585	0,1326	0,0742	0,45	1,06	0,76	-0,30	0,25
	36	0,1794	0,1056	-0,0738	0,59	0,98	0,78	-0,19	0,47

En color azul la AACoR media positiva obtenida al comprar la cartera 5 y vender la cartera 1

Tabla 6.12bis. Resultados del contraste de rentabilidades en serie temporal (quintiles)

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (71) y (72):

$$R_{pt} - rf_t = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \; ; \; (R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At}$$

$R_{p,t}$: rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t; rf_t: rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t; $Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t; α_p: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o *alfa de Jensen* para la cartera p; β_p: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p; α_A: Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje; β_A: beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje; P-Valor: P-valor del contraste de significatividad de los coeficientes α_A y β_A.

Modelo	α_1	α_5	α_A	P-valor	β_1	β_5	β_A	P-valor
1-2	-0,0057	-0,0020	0,0036	0,31	1,14	1,07	-0,06	0,50
4-5	-0,0049	-0,0010	0,0039	0,34	1,12	1,06	-0,05	0,63
3	-0,0064	-0,0015	0,0049	0,25	1,13	1,02	-0,10	0,34
7	-0,0065	-0,0016	0,0050	0,16	1,14	1,00	-0,14	0,03
8	-0,0060	0,0035	0,0094	0,01	1,11	0,63	-0,48	0,00
9	-0,0045	0,0047	0,0091	0,03	1,06	0,65	-0,41	0,00
10	-0,0050	0,0030	0,0080	0,04	1,07	0,67	-0,40	0,00

En color azul las rentabilidades ajustadas por riego positivas de la cartera de arbitraje; en color rojo los riesgos sistemáticos significativos de la cartera de arbitraje.

Apéndice XVIII: *Tablas más relevantes al utilizar el activo total como deflactor de todas las variables*

Las siguientes tablas son las equivalentes a las presentadas en el resultado empírico, pero utilizando el activo total a principios del periodo como deflactor. También se deflacta el intercepto, por lo que el deflactor no entra en el LIM. Las expresiones utilizadas coinciden con las de los capítulos cuarto y quinto, pero utilizando $act_{j,t-1}$ en lugar de $bv_{j,t-1}$. Mantenemos la numeración de las tablas para facilitar la localización y comparabilidad de los resultados.

Tabla 5.1-5.3bis - Resultados de la estimación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (51) y (53) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el año T y de la "otra información" desde el año 1992 hasta el año T:

$$\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \omega_{10}\frac{1}{act_{j,t-1}} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{1j,t}\ ;\ \frac{v_{1j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{10}\frac{1}{act_{j,t-1}} + \gamma_1\frac{v_{1j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{3t}$$

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: activo total de la empresa j en el periodo t-1; $v_{1t,j}$: "Otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (52): $v_{1j,t} = f^{t+1}_{j,t} - r_{j,t}\cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x^a_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$ y $\hat{\omega}_{11}$ son los parámetros estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en esta misma Tabla; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$ y H_0: $\gamma_1=1$; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$ y H_0: $\gamma_1=1$

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	N	Wald	LR	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	N	Wald	LR
1993	-1,66**	0,62***	177	15,01***	38,58***	1,90***	0,08	89	68,63***	92,89***
1994	-0,45	0,55***	265	42,82***	88,86***	0,07	0,16*	172	101,38***	153,07***
1995	-0,09	0,61***	349	42,75***	80,1***	0,20	0,16*	248	105,68***	182,22***
1996	-0,36	0,62***	438	47,63***	93,74***	0,35	0,23***	327	90,8***	184,1***
1997	-0,12	0,64***	527	48,83***	97,78***	0,36	0,24***	406	103,83***	222,15***
1998	0,21	0,65***	621	50,18***	110,11***	0,38	0,30***	492	98,93***	232,1***
1999	0,35	0,67***	707	50,1***	110,15***	0,40	0,35***	572	89,11***	225,57***

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

Tabla 5.4bis - Resultados de la estimación multiretardo de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (54) con información del resultado anormal en 1991-1999:

$\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{act_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x^a_{j,t-2}}{act_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x^a_{j,t-3}}{act_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x^a_{j,t-4}}{act_{j,t-1}} + e'_{t+1}$; $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: Activo total de la empresa j en el periodo t-1; nret: Número de retardos incluidos en la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión.

nret	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	N	R^2
1	0,35	0,67***					707	0,43
2	0,86**	0,54***	0,08				584	0,39
3	1,25**	0,47***	0,12	-0,04			475	0,32
4	1,11*	0,52***	0,21**	-0,07	-0,01		382	0,36
5	1,08	0,42***	0,34***	-0,08	0,02	-0,04	293	0,41

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

Tabla 5.5-5.7-5.10bis Resultados estimación LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (56), (58) y (61) con datos del resultado anormal desde el año 1991 hasta el T, y de la "otra información" desde 1992 hasta el año T:

$\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{act_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1}$; $\frac{v_{1j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{10} \frac{1}{act_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{3j,t}$;

$\frac{v_{2j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{20} \frac{1}{act_{j,t-1}} + \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{4j,t}$; $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: Activo total de la empresa j en el periodo t-1; $v_{1t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el resultado anormal de la empresa j en el periodo t, calculada con la expresión (57): $v_{1j,t} = f_{j,t} - r_{j,t} bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x^a_{j,t} - \hat{\omega}_{12,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$, $\hat{\omega}_{11}$ y $\hat{\omega}_{12}$ son los parámetros cuyos valores se muestran en esta misma tabla; $v_{2t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de la empresa j en el periodo t, calculada con la expresión (60): $v_{2j,t} = bv^{t+1}_{j,t} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{20,t}$ y $\hat{\omega}_{22,t}$ son los parámetros que se muestran en la tabla 5.8; N: Nº de observaciones incluidas en la regresión.

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	N	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	N	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$	N
1993	-0,23	0,59***	-0,0594***	177	1,66***	0,17**	89	1,35*	0,68***	82
1994	0,06	0,51***	-0,0410***	265	-0,07	0,30***	172	0,31	0,43***	165
1995	0,37	0,58***	-0,0311***	349	0,09	0,33***	248	0,37	0,64***	242
1996	-0,03	0,60***	-0,0207***	438	0,23	0,38***	327	0,52	0,71***	322
1997	0,10	0,63***	-0,0120**	527	0,24	0,38***	406	0,59	0,79***	403
1998	0,29	0,65***	-0,0042	621	0,26	0,41***	492	0,58	0,82***	489
1999	0,35	0,67***	-0,0004	707	0,27	0,45***	572	0,65*	0,86***	569

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

Los test de Wald y LR rechazan la hipótesis nula H_0: $\omega_{11}=1$; H_0: $\gamma_1=1$; H_0: $\gamma_2=1$; con p-valores inferiores al 1% en todos los casos.

Tabla 5.12-5.13bis. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (Error medio Absoluto de Predicción-MAPE- de 1 a 6 años)

t=1993-1998; τ=1-6 años; $E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$: Predicción del resultado anormal a τ años para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis, y que se muestran en la tabla 4.4 y en el apéndice XX; $x^a_{t+\tau,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t+τ-1, t+τ); N: número total de errores de predicción calculados. Los errores absolutos de predicción aparecen deflactados por el activo total a principios del periodo.

Entre paréntesis aparece la posición jerárquica del modelo.

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1	0,0355 (10)	0,0355 (8)	0,0345 (3)	0,0344 (2)	0,0328 (1)	0,0303 (2)
2	0,0243 (8)	0,0337 (5)	0,0419 (8)	0,0506 (8)	0,0565 (8)	0,0691 (9)
3	0,0263 (7)	0,0344 (7)	0,0372 (5)	0,0384 (5)	0,0410 (4)	0,0427 (4)
4	0,0187 (1)	0,0355 (8)	0,0345 (3)	0,0344 (2)	0,0328 (1)	0,0303 (2)
5	0,0187 (1)	0,0265 (1)	0,0316 (1)	0,0372 (4)	0,0424 (5)	0,0457 (5)
6	0,0187 (1)	0,0342 (6)	0,0436 (9)	0,0550 (9)	0,0723 (10)	0,1196 (10)
7	0,0187 (1)	0,0284 (2)	0,0317 (2)	0,0334 (1)	0,0331 (3)	0,0298 (1)
8	0,0311 (9)	0,0435 (10)	0,0510 (10)	0,0566 (10)	0,0610 (9)	0,0632 (8)
9	0,0187 (1)	0,0313 (3)	0,0402 (6)	0,0475 (6)	0,0527 (6)	0,0514 (6)
10	0,0187 (1)	0,0316 (4)	0,0412 (7)	0,0487 (7)	0,0536 (7)	0,0538 (7)
N	495	395	306	222	142	65

Los modelos 1 a 7 están basados en Ohlson [1995]. Los tres primeros ignoran la "otra información": el 1 supone que los resultados anormales son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el 2 que los resultados anormales son permanentes $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=x^a_t$, mientras que el 3 es una combinación lineal de los dos casos extremos mencionados. Los modelos 4 a 6 incorporan la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos: el modelo 4 supone que el resultado anormal y la "otra información" son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el modelo 5 supone que una de estas dos variables es permanente y la otra transitoria $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=f^{a,t+1}_t$, y el modelo 6 supone que ambas variables son permanentes. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. Los modelos 3 y 7 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (51) y (53), y cuyos valores estimados podemos observarlos en las tablas 5.1-5.3 de este mismo apéndice. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (56), (58), (61), y a través de la estimación del crecimiento del patrimonio contable en función del crecimiento del PIB. Los resultados de estas estimaciones pueden verse en la tabla 5.5-5.7-5.10 de este mismo apéndice.

Tabla 5.14bis. Valores promedio del ratio V/P

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios observados en el mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año t (t=1993-1999). Las fórmulas empleadas para el cálculo de V pueden observarse en el apéndice XX. Mediana: Valor mediano del ratio V/P; Nº casos V>P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; Nº casos V<P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número total de ratios V/P calculados en 1993-1999 es de 603.

N=603	Media	Mediana	Nº casos V>P	Nº casos V<P
Modelo 1	0,7862***	0,6580***	152	451
Modelo 2	0,7553***	0,7122***	161	442
Modelo 3	0,6972***	0,6367***	122	481
Modelo 4	0,7745***	0,6728***	146	457
Modelo 5	0,8457***	0,7732***	176	427
Modelo 6	6,0273***	1,4915***	365	238
Modelo 7	0,8410***	0,7396***	171	432
Modelo 8	0,3293***	0,2602***	27	576
Modelo 9	0,4798***	0,3706***	54	549
Modelo 10	0,3794***	0,2866***	38	565

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

Tabla 5.16-5.17bis. Sesgo y exactitud de las valoraciones de los modelos

La tabla muestra los errores de valoración cometidos por cada uno de los modelos, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante del tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MPE: Error de valoración medio; Positivos: Número de errores de valoración positivos. Negativos: Número de errores de valoración negativos; MAPE: Error absoluto de valoración medio. <20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es inferior al 20%. >20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es superior al 20%; Mejor: Número de veces que el modelo estudiado proporciona la mejor estimación del precio de mercado de entre todos los considerados.

N=603	MPE	Positivos	Negativos	MAPE	<20%	>20%	MEJOR
Modelo 1	-0,2361***	152	451	0,4325 (4)	138	465	87 (4)
Modelo 2	-0,2635***	161	442	0,4612 (6)	156	447	104 (2)
Modelo 3	-0,3118***	122	481	0,4458 (5)	128	475	30 (6)
Modelo 4	-0,2420***	146	457	0,4196 (3)	144	459	29 (7)
Modelo 5	-0,1727***	176	427	0,4091 (2)	170	433	147 (1)
Modelo 6	0,2210***	365	238	0,7655 (10)	60	543	76 (5)
Modelo 7	-0,1784***	171	432	0,3914 (1)	148	455	94 (3)
Modelo 8	-0,6749***	27	576	0,7070 (9)	33	570	6 (10)
Modelo 9	-0,5398***	54	549	0,6279 (7)	53	550	19 (8)
Modelo 10	-0,6258***	38	565	0,6846 (8)	39	564	11 (9)
Modelo Perfecto				0,1662	407	196	603

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

Apéndice XIX: *Tablas más relevantes al utilizar el procedimiento de Dechow, Hutton y Sloan [1999]*

Las siguientes tablas son las equivalentes a las presentadas en el resultado empírico, pero utilizando el activo total a principios del periodo como deflactor. Sin embargo, siguiendo la metodología de Dechow, Hutton y Sloan [1999] no deflactamos el intercepto. Para evitar que el deflactor entre en el LIM, todos los interceptos estimados se ignoran del análisis. Las expresiones utilizadas coinciden con las de los capítulos cuarto y quinto, pero utilizando $act_{j,t-1}$ en lugar de $bv_{j,t-1}$, no deflactando las constantes, y tomando $\omega_{10} = \omega_{20} = \gamma_{10} = \gamma_{20} = 0$ en todas las funciones de expectativas y de valoración de los modelos considerados. Mantenemos la numeración de las tablas para facilitar la localización y comparabilidad de los resultados.

Tabla 5.1-5.3bis - Resultados de la estimación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (51) y (53) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el año T y de la "otra información" desde el año 1992 hasta el año T: $\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \omega_{10} + \omega_{11}\frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{1j,t}$; $\frac{v_{1j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{10} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{3t}$

$x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: activo total de la empresa j en el periodo t-1; $v_{1t,j}$: "Otra información" de la empresa j en el periodo t, calculada a partir de la expresión (52): $v_{1j,t} = f^{t+1}_{j,t} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x^a_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$=0 y $\hat{\omega}_{11}$ es el parámetro estimados en la primera ecuación del LIM y cuyos valores se muestran en esta misma Tabla; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; Wald: Estadístico F del test de Wald que contrasta la hipótesis nula H_0: ω_{11}=1 y H_0: γ_1=1; LR: Estadístico χ^2 del test LR que contrasta la hipótesis nula H_0: ω_{11}=1 y H_0: γ_1=1

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	N	Wald	LR	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	N	Wald	LR
1993	-0,033***	0,54***	177	30,15***	64,08***	0,002	0,04	89	96,40***	108,67***
1994	-0,019***	0,47***	265	74,55***	120,07***	0,001	0,06	172	128,68***	170,69***
1995	-0,011***	0,55***	349	69,91***	105,39***	0,003*	0,09	248	128,63***	191,86***
1996	-0,007***	0,60***	438	59,21***	102,89***	0,004***	0,16**	327	118,93***	211,85***
1997	-0,003	0,63***	527	58,05***	103,26***	0,005***	0,19***	406	137,33***	255,96***
1998	0,002	0,64***	621	57,02***	116,61***	0,006***	0,24***	492	129,53***	267,78***
1999	0,004*	0,67***	707	55,87***	117,51***	0,007***	0,30***	572	120,29***	263,21***

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

Mediante el procedimiento de Dechow, Hutton y Sloan [1999], a pesar de estimar los interceptos, éstos son ignorados a la hora de la predicción y valoración.

Tabla 5.4bis - Resultados de la estimación multiretardo de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de la estimación de la regresión (54) con información del resultado anormal en 1991-1999:

$\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x^a_{j,t-2}}{act_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x^a_{j,t-3}}{act_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x^a_{j,t-4}}{act_{j,t-1}} + e'_{t+1}$; $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: Activo total de la empresa j en el periodo t-1; nret: Número de retardos incluidos en la regresión; N: Número de observaciones incluidas en la regresión; R^2: Coeficiente de determinación ajustado de la regresión.

nret	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$	N	R^2
1	0,004*	0,67***					707	0,43
2	0,012***	0,52***	0,09				584	0,40
3	0,014***	0,43***	0,14*	-0,03			475	0,34
4	0,012***	0,48***	0,22**	-0,06	-0,01		382	0,37
5	0,015***	0,38***	0,33***	-0,08	0,04	-0,03	293	0,44

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

Tabla 5.5-5.7-5.10bis Resultados estimación LIM de Feltham y Ohlson [1995]

La tabla muestra los resultados de las estimaciones de las regresiones (56), (58) y (61) con información del resultado anormal desde el año 1991 hasta el T, y de la "otra información" desde 1992 hasta el T:

$\frac{x^a_{j,t}}{act_{j,t-1}} = \omega_{10} + \omega_{11} \frac{x^a_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1}$; $\frac{v_{1j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{10} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{3j,t}$;

$\frac{v_{2j,t}}{act_{j,t-1}} = \gamma_{20} + \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{act_{j,t-1}} + e'_{4j,t}$; $x^a_{j,t}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo t; $bv_{j,t}$: Patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $act_{j,t-1}$: Activo total de la empresa j en el periodo t-1; $v_{1t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el resultado anormal de la empresa j en el periodo t, calculada con la expresión (57): $v_{1j,t} = f_{j,t} - r_{j,t} bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t} x^a_{j,t} - \hat{\omega}_{12,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{10}$=0, y $\hat{\omega}_{11}, \hat{\omega}_{12}$ son los parámetros cuyos valores se muestran en esta misma tabla; $v_{2t,j}$: "Otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de la empresa j en el periodo t, calculada con la expresión (60): $v_{2j,t} = bv^{t+1}_{j,t} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t} bv_{j,t}$, donde $\hat{\omega}_{20,t}$=0 y $\hat{\omega}_{22,t}$ es el parámetro que se muestra en la tabla 5.8; N: Número de observaciones incluidas en la regresión.

T	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	N	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	N	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$	N
1993	-0,027*	0,55***	-0,0129	177	0,008***	0,00	89	0,009***	0,55***	82
1994	-0,003	0,50***	-0,0344*	265	0,013***	-0,03	172	0,015***	0,43***	165
1995	0,012	0,58***	-0,0503***	349	0,018***	0,02	248	0,017***	0,55***	242
1996	0,011	0,62***	-0,0419***	438	0,019***	0,13*	327	0,016***	0,57***	322
1997	0,014*	0,65***	-0,0374***	527	0,020***	0,17**	406	0,015***	0,65***	403
1998	0,015**	0,66***	-0,0301**	621	0,019***	0,24***	492	0,015***	0,69***	489
1999	0,016***	0,69***	-0,0279**	707	0,019***	0,31***	572	0,015***	0,73***	569

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

Los test de Wald y LR rechazan la hipótesis nula H_0: ω_{11}=1; H_0: γ_1=1; H_0: γ_2=1; con p-valores inferiores al 1% en todos los casos.

Tabla 5.12-5.13bis. Exactitud de las predicciones del resultado anormal (Error medio Absoluto de Predicción-MAPE- de 1 a 6 años)

t=1993-1998**;** τ=1-6 años; $E_t\left[x^a_{t+\tau,j}\right]$**:** Predicción del resultado anormal a τ años para la empresa j, calculado en cada año t mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis, y que se muestran en la tabla 4.4 y en el apéndice XX; $x^a_{t+\tau,j}$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t+τ-1, t+τ); N: número total de errores de predicción calculados. Los errores absolutos de predicción aparecen deflactados por el activo total a principios del periodo. **Entre paréntesis aparece la posición jerárquica del modelo.**

Modelo	τ=1	τ=2	τ=3	τ=4	τ=5	τ=6
1	0,0355 (10)	0,0355 (6)	0,0345 (3)	0,0344 (2)	0,0328 (1)	0,0303 (2)
2	0,0243 (7)	0,0337 (4)	0,0419 (6)	0,0506 (9)	0,0565 (9)	0,0691 (9)
3	0,0254 (8)	0,0327 (3)	0,0346 (5)	0,0349 (4)	0,0337 (4)	0,0309 (4)
4	0,0187 (1)	0,0355 (6)	0,0345 (3)	0,0344 (2)	0,0328 (1)	0,0303 (2)
5	0,0187 (1)	0,0265 (1)	0,0316 (1)	0,0372 (5)	0,0424 (7)	0,0457 (8)
6	0,0187 (1)	0,0342 (5)	0,0436 (7)	0,0550 (10)	0,0723	0,1196
7	0,0187 (1)	0,0288 (2)	0,0321 (2)	0,0339 (1)	0,0330 (3)	0,0302 (1)
8	0,0332 (9)	0,0456	0,0505	0,0489 (8)	0,0424 (8)	0,0343 (7)
9	0,0187 (1)	0,0356 (8)	0,0441 (8)	0,0466 (6)	0,0416 (5)	0,0337 (5)
10	0,0187 (1)	0,0361 (9)	0,0452 (9)	0,0477 (7)	0,0421 (6)	0,0339 (6)
N	495	395	306	222	142	65

Los modelos 1 a 7 están basados en Ohlson [1995]. Los tres primeros ignoran la "otra información": el 1 supone que los resultados anormales son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el 2 que los resultados anormales son permanentes $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=x^a_t$, mientras que el 3 es una combinación lineal de los dos casos extremos mencionados. Los modelos 4 a 6 incorporan la "otra información" y se refieren a casos en los que las persistencias toman valores extremos: el modelo 4 supone que el resultado anormal y la "otra información" son transitorios $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0$, el modelo 5 supone que una de estas dos variables es permanente y la otra transitoria $E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=f^{a,t+1}_t$, y el modelo 6 supone que ambas variables son permanentes. El modelo 7 se corresponde con el caso general de Ohlson [1995] que tiene en cuenta todas sus implicaciones: el resultado anormal y la "otra información" tienen una persistencia comprendida entre los casos extremos de transitoriedad y permanencia. Los modelos 3 y 7 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (51) y (53), y cuyos valores estimados podemos observarlos en las tablas 5.1-5.3 de este mismo apéndice. Los interceptos se ignoran, esto es, $\omega_{10}=\gamma_{10}=0$. Los modelos 8 a 10 están basados en Feltham y Ohlson [1995] y toman unos valores de los parámetros del LIM comprendidos entre los casos extremos: el modelo 8 ignora las dos variables de la "otra información", el modelo 9 incorpora la primera variable de la "otra información, y el modelo 10 incorpora las dos variables de la "otra información". Los modelos 8 a 10 necesitan las estimaciones de los parámetros del LIM, que se realizan a través de las regresiones (56), (58), (61), y a través de la estimación del crecimiento del patrimonio contable en función del crecimiento del PIB. Los interceptos se ignoran, esto es, $\omega_{10}=\omega_{20}=\gamma_{10}=\gamma_{20}=0$. Los resultados de estas estimaciones pueden verse en la tabla 5.5-5.7-5.10 de este mismo apéndice.

Tabla 5.14bis. Valores promedio del ratio V/P

Media: Valor medio del ratio V/P calculado a partir de los valores intrínsecos (V) y precios observados en el mercado (P) de las empresas de la muestra en el momento del cierre fiscal del año t (t=1993-1999). Las fórmulas empleadas para el cálculo de V pueden observarse en el apéndice XX. Mediana: Valor mediano del ratio V/P; Nº casos V>P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor superior a 1; Nº casos V<P: número de observaciones totales en los que el ratio V/P presenta un valor inferior a 1. El número total de ratios V/P calculados en 1993-1999 es de 603.

N=603	Media	Mediana	Nº casos V>P	Nº casos V<P
Modelo 1	0,7862***	0,6580***	152	451
Modelo 2	0,7553***	0,7122***	161	442
Modelo 3	0,7425***	0,6452***	134	469
Modelo 4	0,7745***	0,6728***	146	457
Modelo 5	0,8457***	0,7732***	176	427
Modelo 6	6,0273***	1,4915***	365	238
Modelo 7	0,7850***	0,6943***	149	454
Modelo 8	0,1298***	0,0000***	12	591
Modelo 9	0,1590***	0,0016***	8	595
Modelo 10	0,1299***	0,0000***	8	595

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

Tabla 5.16-5.17bis. Sesgo y exactitud de las valoraciones de los modelos

La tabla muestra los errores de valoración cometidos por cada uno de los modelos, calculados mediante la comparación del valor intrínseco calculado en el periodo 1993-1999 y el precio de mercado en el mismo instante del tiempo. Las fórmulas empleadas para calcular los valores intrínsecos pueden observarse en el capítulo tercero, y aparecen resumidas en el apéndice XX. Los errores de valoración han sido calculados en términos relativos. MPE: Error de valoración medio; Positivos: Número de errores de valoración positivos. Negativos: Número de errores de valoración negativos; MAPE: Error absoluto de valoración medio. <20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es inferior al 20%. >20%: Número de veces que el error absoluto de predicción es superior al 20%; Mejor: Número de veces que el modelo estudiado proporciona la mejor estimación del precio de mercado de entre todos los considerados.

N=603	MPE	Positivos	Negativo	MAPE	<20%	>20%	MEJOR
Modelo 1	-0,2361***	152	451	0,4325 (5)	138	465	111
Modelo 2	-0,2635***	161	442	0,4612 (6)	156	447	119
Modelo 3	-0,2709***	134	469	0,4291 (4)	143	460	25
Modelo 4	-0,2420***	146	457	0,4196 (3)	144	459	20
Modelo 5	-0,1727***	176	427	0,4091 (2)	170	433	156
Modelo 6	0,2210***	365	238	0,7655 (7)	60	543	77
Modelo 7	-0,2278***	149	454	0,4002 (1)	148	455	78
Modelo 8	-0,8708***	12	591	0,8854 (10)	16	587	8
Modelo 9	-0,8411***	8	595	0,8529 (8)	18	585	5
Modelo 10	-0,8702***	8	595	0,8820 (9)	12	591	4
Modelo Perfecto				0,1821	387	216	603

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

BIBLIOTECA VIRTUAL
MIGUEL DE CERVANTES

Apéndice XX: ***Resumen de los modelos utilizados en el estudio empírico***

Funciones de expectativas de los modelos basados en Ohlson [1995]:

	1ª Ecuación LIM		2ª Ecuación LIM			Expectativa t+1	Función de expectativas
Modelo	ω_{10}	ω_{11}	v_{1t}	γ_{10}	γ_1	$E_t\left[x^a_{t+1}\right]$	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]$
1	-	0	-	-	-	0	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0; \quad \tau\geq 1$
2	-	1	-	-	-	x^a_t	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=x^a_t; \quad \tau\geq 1$
3	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	-	-	-	$\hat{\omega}_{10}+\hat{\omega}_{11}x^a_t$	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=\omega_{10}\dfrac{1-\omega_{11}^{\tau}}{1-\omega_{11}}+\omega_{11}^{\tau}x^a_t;$
4	-	0	$f_t^{a,t+1}$	-	0	$f_t^{a,t+1}$	$E_t\left[x^a_{t+1}\right]=f_t^{a,t+1}; \quad E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=0 \text{ si } \tau>1$
5	-	1 ó 0	$f_t^{a,t+1}-x^a_t$ ó $f_t^{a,t+1}$	-	0 ó 1	$f_t^{a,t+1}$	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=f_t^{a,t+1}=f_t^{t+1}-rbv_t$
6	-	1	$f_t^{a,t+1}-x^a_t$	-	1	$f_t^{a,t+1}$	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=\tau f_t^{a,t+1}-(\tau-1)x^a_t$
7	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$f_t^{a,t+1}-\hat{\omega}_{10}-\hat{\omega}_{11}x^a_t$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	$f_t^{a,t+1}$	$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=-\dfrac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}^{\tau-1}-\gamma_1^{\tau-1}\right)}{\omega_{11}-\gamma_1}x^a_t+\dfrac{\omega_{11}^{\tau}-\gamma_1^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}f_t^{a,t+1}+$ $+\left(\dfrac{1-\omega_{11}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\dfrac{\omega_{11}^{\tau}-\gamma_1^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)\omega_{10}+\dfrac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\dfrac{\omega_{11}-\omega_{11}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\dfrac{\gamma_1-\gamma_1^{\tau}}{1-\gamma_1}\right)\gamma_{10}$

Funciones de valoración de los modelos basados en Ohlson [1995]:

	1ª Ecuación LIM		2ª Ecuación LIM			Función de valoración
Modelo	ω_{10}	ω_{11}	v_{1t}	γ_{10}	γ_1	V_t
1	-	0	-	-	-	$V_t = bv_t$
2	-	1	-	-	-	$V_t = bv_t + \frac{x_t^a}{r}$
3	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	-	-	-	$V_t = bv_t + \frac{(1+r)\hat{\omega}_{10}}{r(1+r-\hat{\omega}_{11})} + \frac{\hat{\omega}_{11}}{(1+r-\hat{\omega}_{11})} x_t^a$
4	-	0	$f_t^{a,t+1}$	-	0	$V_t = bv_t + \frac{f_t^{a,t+1}}{1+r}$
5	-	1 ó 0	$f_t^{a,t+1} - x_t^a$ ó $f_t^{a,t+1}$	-	0 ó 1	$V_t = bv_t + \frac{f_t^{a,t+1}}{r}$
6	-	1	$f_t^{a,t+1} - x_t^a$	-	1	$V_t = bv_t - \frac{x_t^a}{r^2} + \frac{f_t^{a,t+1}}{r^2}$
7	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$f_t^{a,t+1} - \hat{\omega}_{10} - \hat{\omega}_{11} x_t^a$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	$V_t = bv_t - \frac{\hat{\omega}_{11}\hat{\gamma}_1 x_t^a}{(1+r-\hat{\omega}_{11})(1+r-\hat{\gamma}_1)} + \frac{(1+r) f_t^{a,t+1}}{(1+r-\hat{\omega}_{11})(1+r-\hat{\gamma}_1)} + \frac{(1+r)(1-\hat{\gamma}_1)\hat{\omega}_{10}}{r(1+r-\hat{\omega}_{11})(1+r-\hat{\gamma}_1)} + \frac{(1+r)\hat{\gamma}_{10}}{r(1+r-\hat{\omega}_{11})(1+r-\hat{\gamma}_1)}$

Funciones de expectativas de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]:

	1ª Ec. LIM			2ª Ec.		3ª Ecuación del LIM			4ª Ecuación del LIM			Expectativa en
Modelo	ω_{10}	ω_{11}	ω_{12}	ω_{20}	ω_{22}	v_{1t}	γ_{10}	γ_1	v_{2t}	γ_{20}	γ_2	$E_t\left[x^a_{t+1}\right]$
8	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	-	-	-	-	-	-	$\hat{\omega}_{10}+\hat{\omega}_{11}x_t^a+\hat{\omega}_{12}bv_t$
9	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	$f_t^{a,t+1}-\hat{\omega}_{10}-\hat{\omega}_{11}x_t^a-\hat{\omega}_{12}bv_t$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	-	-	-	$f_t^{a,t+1}$
10	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	$f_t^{a,t+1}-\hat{\omega}_{10}-\hat{\omega}_{11}x_t^a-\hat{\omega}_{12}bv_t$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	$bv_t^{t+1}-\hat{\omega}_{20}-\hat{\omega}_{22}bv_t$	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$	$f_t^{a,t+1}$

Funciones de Expectativas:

Modelo 8:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=\omega_{11}{}^{\tau}x_t^a+\omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}bv_t+\frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\omega_{10}+\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}}-\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right)\omega_{20}$$

Modelo 9:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=-\frac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}{}^{\tau-1}-\gamma_1{}^{\tau-1}\right)}{\omega_{11}-\gamma_1}x_t^a+\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}-\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)bv_t+\left(\frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)\omega_{10}+$$
$$+\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}}-\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right)\omega_{20}+\frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right)\gamma_{10}+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}f_t^{a,t+1}$$

Modelo10:

$$E_t\left[x^a_{t+\tau}\right]=-\frac{\omega_{11}\gamma_1\left(\omega_{11}{}^{\tau-1}-\gamma_1{}^{\tau-1}\right)}{\omega_{11}-\gamma_1}x_t^a+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}f_t^{a,t+1}+\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)}+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)}+\frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)E_t\left[bv_{t+1}\right]+$$
$$+\left(\omega_{12}\frac{\omega_{22}{}^{\tau}-\omega_{11}{}^{\tau}}{\omega_{22}-\omega_{11}}-\omega_{12}\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}-\omega_{22}\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)}+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)}+\frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)\right)bv_t+\left(\frac{1-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\omega_{11}{}^{\tau}-\gamma_1{}^{\tau}}{\omega_{11}-\gamma_1}\right)\omega_{10}+$$
$$+\left[\frac{\omega_{12}}{\omega_{22}-\omega_{11}}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{1-\omega_{22}}-\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}\right)-\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}{}^{\tau}}{(\omega_{22}-\omega_{11})(\omega_{22}-\gamma_2)}+\frac{\omega_{11}{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\omega_{22})(\omega_{11}-\gamma_2)}+\frac{\gamma_2{}^{\tau}}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)}\right)\right]\omega_{20}+$$
$$+\frac{1}{\omega_{11}-\gamma_1}\left(\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{1-\omega_{11}}-\frac{\gamma_1-\gamma_1{}^{\tau}}{1-\gamma_1}\right)\gamma_{10}+\omega_{12}\left(\frac{\omega_{22}-\omega_{22}{}^{\tau}}{(1-\omega_{22})(\omega_{22}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})}-\frac{\omega_{11}-\omega_{11}{}^{\tau}}{(1-\omega_{11})(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\omega_{11})}+\frac{\left(\gamma_2-\gamma_2{}^{\tau}\right)}{(\omega_{11}-\gamma_2)(\omega_{22}-\gamma_2)(1-\gamma_2)}\right)\gamma_{20}$$

Funciones de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]:

	1ª Ec. LIM			2ª Ec. LIM		3ª Ecuación del LIM			4ª Ecuación del LIM		
Modelo	ω_{10}	ω_{11}	ω_{12}	ω_{20}	ω_{22}	v_{1t}	γ_{10}	γ_1	v_{2t}	γ_{20}	γ_2
8	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	-	-	-	-	-	-
9	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	$f_t^{a,t+1} - \hat{\omega}_{10} - \hat{\omega}_{11} x_t^a - \hat{\omega}_{12} bv_t$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	-	-	-
10	$\hat{\omega}_{10}$	$\hat{\omega}_{11}$	$\hat{\omega}_{12}$	$\hat{\omega}_{20}$	$\hat{\omega}_{22}$	$f_t^{a,t+1} - \hat{\omega}_{10} - \hat{\omega}_{11} x_t^a - \hat{\omega}_{12} bv_t$	$\hat{\gamma}_{10}$	$\hat{\gamma}_1$	$bv_t^{t+1} - \hat{\omega}_{20} - \hat{\omega}_{22} bv_t$	$\hat{\gamma}_{20}$	$\hat{\gamma}_2$

Funciones de Valoración:

Modelo 8:

$$V_t = bv_t + \frac{\hat{\omega}_{11} x_t^a}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)} + \frac{\hat{\omega}_{12}\left(1+r\right) bv_t}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{10}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{12}\hat{\omega}_{20}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)}$$

Modelo 9:

$$V_t = bv_t - \frac{\hat{\omega}_{11}\hat{\gamma}_1 x_t^a}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\hat{\omega}_{12}\left(1+r\right)\left(\hat{\omega}_{22}-\hat{\gamma}_1\right) bv_t}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\left(1+r\right) f_t^{a,t+1}}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} +$$
$$+ \frac{\left(1+r\right)\left(1-\hat{\gamma}_1\right)\hat{\omega}_{10}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{12}\hat{\omega}_{20}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\gamma}_{10}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)}$$

Modelo 10:

$$V_t = bv_t - \frac{\hat{\omega}_{11}\hat{\gamma}_1 x_t^a}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\hat{\omega}_{12}\left(1+r\right)\left[\hat{\omega}_{22}\left(\hat{\gamma}_1-\hat{\gamma}_2\right)-\hat{\gamma}_1\left(1+r-\hat{\gamma}_2\right)\right] bv_t}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_2\right)} + \frac{\left(1+r\right) f_t^{a,t+1}}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{12} bv_t^{t+1}}{\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_2\right)} +$$
$$+ \frac{\left(1+r\right)\left(1-\hat{\gamma}_1\right)\hat{\omega}_{10}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{12}\left(1-\hat{\gamma}_2\right)\hat{\omega}_{20}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_2\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\gamma}_{10}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_1\right)} + \frac{\left(1+r\right)\hat{\omega}_{12}\hat{\gamma}_{20}}{r\left(1+r-\hat{\omega}_{11}\right)\left(1+r-\hat{\omega}_{22}\right)\left(1+r-\hat{\gamma}_2\right)}$$

This thesis provides an empirical assessment of the Feltham-Ohlson models differencing between firms with positive and negative abnormal earnings. We use different abnormal earnings persistence parameters and different conservatism parameters for firms with positive and negative abnormal earnings. This new contextual linear information dynamic implies different earnings prediction models and different valuation functions for profit making firms and loss making firms. The empirical analysis is referred to the period 1992-99, and uses a sample of Spanish firms quoted on the Madrid S.E. Our results support that the contextual approach followed in the thesis is useful to predict future abnormal earnings and explain current prices. In particular, the Ohlson (1995) model is a good model to forecast future abnormal earnings and stock prices, and the results improve with contextual approach: this implies to value firms with negative abnormal earnings using a temporary model and firms with positive abnormal earnings using a more permanent one. As for the Feltham and Ohlson (1995) model, although it generates the lowest forecast errors in the prediction of positive abnormal earnings, it produces the worst results in forecasting prices.

Esta tesis contrasta empíricamente los modelos Feltham-Ohlson, diferenciando entre empresas que presentan resultados anormales positivos y negativos. Para ello, se utilizan diferentes parámetros de persistencia del resultado anormal y de conservadurismo contable para las empresas con resultados anormales positivos y negativos. Esta nueva dinámica lineal de la información implica la utilización de diferentes modelos de predicción de resultados y funciones de valoración para las empresas con beneficios anormales y pérdidas anormales. El análisis empírico va de 1992 a 1999, y utiliza una muestra de empresas españolas cotizadas en la Bolsa de Madrid. Los resultados apoyan el enfoque contextual propuesto, pues mejoran las predicciones de resultados anormales y mejora la explicación de los precios observados en el mercado. En particular, los modelos basados en Ohlson (1995) aparecen como los mejores en la predicción del resultado anormal y de los precios de mercado; mejorando los resultados cuando se emplea el análisis contextual, lo que implica valorar las empresas con resultados anormales negativos mediante modelos transitorios, y las empresas con resultados anormales positivos con modelos permanentes. En cuanto al modelo de Feltham y Ohlson (1995), aunque proporciona los menores errores de predicción de los resultados anormales de las empresas con beneficios anormales, proporciona los peores resultados a la hora de predecir los precios.