

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 posibilidades⁵. 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 (r_f) 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 contable⁷. 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 deflatores 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 periodo⁸. 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:

$$x_{i,t+1}^a = \omega_0 + \omega x_{i,t}^a + \varepsilon_{i,t+1} \quad (15)$$

donde, $x_{i,t}^a$ 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:

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

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 menor⁹. 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:

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

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

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

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

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:

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

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:

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

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

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

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 :

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

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

$$v_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 v_t + \varepsilon_{2t+1} \quad (18)$$

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.

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 por 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 tema¹⁰. 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:

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

$$\frac{v_{t+1}}{P_t} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \frac{v_t}{P_t} + \varepsilon_{2t+1}$$

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

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

donde, a su vez, $E[v_{t+\tau}]$ 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:

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

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 deflatores:

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

3) Estimación de los parámetros γ_{10} y γ_{11} a partir de la regresión:

$$\frac{v_{j,t+1}}{b v_{j,t}} = \gamma_{10,t} + \gamma_{11,t} \frac{v_{j,t}}{b v_{j,t}} + \varepsilon_{j,2t+1}$$

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 ($r_f + 5\%$). 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 ($E_t [x_{t+1}^a] = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a$).

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 deflatores. 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 insesgidez 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:

$$\begin{aligned}x_{t+1}^a &= \omega_{10}bv_t + \omega_{11}x_t^a + v_t + e_{1t+1} \\v_{t+1} &= \gamma_{10}bv_t + \gamma_{11}v_t + e_{2t+1} \\bv_{t+1} &= Gbv_t + e_{3t+1}\end{aligned}$$

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	$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$
LIM 2	$x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$
LIM 3	$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 4	$x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + \varepsilon_{t+1}$
LIM 5	$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$
LIM 6	$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \omega_{13}x_{t-2}^a + \varepsilon_{t+1}$
LIM 7	$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + u_{t+1}$; 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: $x_{t+1}^a = \omega_1 x_t^a + \varepsilon_{t+1}$ (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: $\alpha_1 = \frac{\omega}{1+r-\omega}$; $\alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$

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 ($\omega=1$ y $\gamma=0$) o ($\omega=0$ y $\gamma=1$). 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 $E_t[x_{t+1}^a] = \omega x_t^a$ en los casos en que se ignora la "otra información", y mediante la expresión $E_t[x_{t+1}^a] = f_t^{a,t+1}$ 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" ($v_t=0$)				
$\omega=0$	-0,029	0,087	0,291	0,461
$\omega=1$	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"				
($\omega=0, \gamma=0$)	-0,032	0,052	0,285	0,445
($\omega=1, \gamma=0$) y ($\omega=0, \gamma=1$)	-0,032	0,052	0,227	0,402
(ω estimado en la regresión (15), $\gamma=0$)	-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:

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

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

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, $\omega=1$ y $\gamma=0$, o $\omega=0$ y $\gamma=1$) 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 ($\omega=1$, $\gamma=0$), 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 deflatores 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 deflatores 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:

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

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}
$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$	$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}x_t^a}{(1+r-\omega_{11})}$	0,48	2,3%	7,4%	13%
$x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$	$V_t = bv_t + \frac{\omega_{10}(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{\omega_{11}x_t^a}{(1+r-\omega_{11})}$	0,44	1,7%	5,5%	8,6%
$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + u_{t+1}$, con $u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$	$V_t = bv_t + \frac{[(\omega_{11} + \rho)(1+r) - \omega_{11}\rho] \cdot x_t^a}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} - \frac{\omega_{11}\rho(1+r)}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} x_{t-1}^a$	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 se 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:

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

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:

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

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: $\frac{\omega_{10}(1+r)}{r(1+r-\omega_{11})}$. Si tomamos los valores medios que obtienen en la

estimación de los parámetros en el AR(1) ($\omega_{10}=-0,239$; $\omega_{11}=0,462$), 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: $\omega_{10}=-0,239$ y $\omega_{11}=0,462$. En el LIM del AR(2) obtienen los siguientes valores medios: $\omega_{10}=-0,043$; $\omega_{11}=-0,295$ y $\omega_{21}=0,805$.

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):

$$\begin{aligned} \alpha x_{t+1}^a &= \omega_{11} \alpha x_t^a + \omega_{12} \alpha a_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\ \alpha a_{t+1} &= \omega_{22} \alpha a_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\ v_{1t+1} &= \gamma_1 v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\ v_{2t+1} &= \gamma_2 v_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \end{aligned}$$

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, $oa_t = bv_t$:

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

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 anormales¹³:

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

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 ($x_t^a = oa_t^a$), 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 ($\omega_{11} = 0,223$). Sin embargo, el parámetro de crecimiento medio de los activos operativos es inferior a su extremo inferior de 1 ($\omega_{22} = 0,911$), y el conservadurismo presenta un valor negativo ($\omega_{12} = -0,052$), 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 estudios¹⁴. 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:

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

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:

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

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 negativo¹⁵.

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 cumplimiento 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":

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

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 (c_i). 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:

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

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:

$$ox_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}ox_t^a + \omega_{12}oa_t + \omega_{13}ci_t + \varepsilon_{t+1} \quad (20)$$

donde:

ox_t^a : 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]	-	$0 \leq \omega_{11} \leq 1$	$\omega_{12} > 0$	$0 \leq \omega_{22} \leq 1 + r$	-	$0 \leq \gamma_1 \leq 1$	-	$0 \leq \gamma_2 \leq 1$
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:
$$V_t = \left(1 + \frac{\omega_{12}(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}\right) bv_t + \frac{\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a$$
- LIM3 y LIM4:
$$V_t = \left(1 + \frac{\omega_{12}(1+r)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}\right) bv_t + \frac{\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a + \frac{(1+r)[\omega_{12}\omega_{23} + (1+r)\omega_{13} - \omega_{13}\omega_{22}]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\omega_{33})} V_t$$

donde v_t 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 $E_t [ci_{t+\tau}] \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty} \infty$ 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 $P_{1996} = \alpha + \beta V_{1996} + u_t$				
Coefficiente β	0,392	0,531	0,324	0,150
R²	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-Ohlonson. 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 motivo¹⁶.

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 estarían 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 mercado¹⁷.

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

$$V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$$

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:

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

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

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 modelo¹⁸. 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) $V_t = bv_t + \alpha_1 ox_t^a + \alpha_2 oa_t + \beta_1 v_{1t} + \beta_2 v_{2t}$, 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, $\omega_{12}=0$, 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 ($P_{it} = 1 \cdot bv_{it} + \alpha_1 x_{it}^a + \alpha_2 oa_{it} + e_{it}$) 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 empresa¹⁹:

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

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

$$(13): \alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$$

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 es 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]:

$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 \alpha x_t^a + \alpha_2 \alpha a_{t-1} + \alpha_3 c_i$, 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:

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 \alpha x_t^a + \alpha_2 \alpha a_{t-1} + \alpha_3 c_i + \beta \alpha x_{t+1}^a + \varepsilon_t \quad (21)$$

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 ($P_t - \alpha a_t$)

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

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

c_i : inversiones en activos operativos en el momento t

αx_{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 contable²⁰.

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:

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

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

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):

$$\omega_{12,i} = b_0 + b_2\delta_i + b_3RD_i + b_4ADV_i + b_5LIFO_i + b_6Size_i + e_i$$

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 $\delta = 0,863$, 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:

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

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]:

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

De esta forma los autores miden la "otra información" en el periodo t tomando $E_t [x_{t+1}] = x_{t+1}$, 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:

$$P_{it} = d_{0t} + d_{1t} b v_{it} + d_{2t} x_{it} + e_{3it}$$

$$P_{it} = a_{0t} + a_{1t} b v_{it} + a_{2t} x_{it} + a_{3t} DIV_{it} + a_{4t} NETCAP_{it} + e_{1it}$$

$$P_{it} = f_{0t} + f_{1t} b v_{it} + f_{2t} x_{it} + f_{3t} DIV_{it} + f_{4t} NETCAP_{it} + f_{5t} x_{it+1} + e_{4it}$$

donde para cada empresa i:

P_t : Precio de mercado en el periodo t

$b v_t$: 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 periodo (t, t+1) observado en t+1.

Estas regresiones están basadas en la función de valoración de Ohlson [1995], expresión (7): $V_t = k(\phi x_t - d_t) + (1-k) b v_t + \alpha_2 v_t$; según se ignoren o no los dividendos netos²¹ 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 negativo²².

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 $v_t = E_t[x_{t+1}^a] - \omega x_t^a$, donde $E_t[x_{t+1}^a] = E_t[x_{t+1}] - r \cdot b v_t$, en la función de valoración $V_t = k(\phi x_t - d_t) + (1-k)b v_t + \alpha_2 v_t$; 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 $\frac{-\omega\gamma(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$, 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:

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

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 escala²³. 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 impredecibles²⁴.

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 subgrupo de la variable "otra información". Con este objetivo realizan las siguientes regresiones:

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

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:

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

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

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1x_{it}^a + \alpha_2bv_{it} + u_{it}$$

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:

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

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

$$V_{it} = \alpha_0 + \alpha_1x_{it}^a + \alpha_2ACC_{it} + \alpha_3bv_{it} + u_{it}$$

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

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

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:

$$V_{it} = \alpha_1\alpha x_{it}^a + \alpha_2\Delta REC_{it} + \alpha_3\Delta INV_{it} + \alpha_4\Delta AP_{it} + \alpha_5DEP_{it} + \alpha_6bv_{it} + u_{it}$$

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 actual²⁶:

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

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 $\omega=0,71$; 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:

$$\beta_1(L)bv_t = \beta_{11}bv_{t-1} + \beta_{12}bv_{t-2} + \beta_{13}bv_{t-3} + \dots$$

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,

$$\begin{aligned}
 bv_t &= \alpha_1 + \beta_1bv_{t-1} + \mu_1x_{t-1} + \delta_1d_{t-1} + u_{1t} \\
 x_t &= \alpha_2 + \beta_2bv_{t-1} + \mu_2x_{t-1} + \delta_2d_{t-1} + u_{2t} \\
 d_t &= \alpha_3 + \beta_3bv_{t-1} + \mu_3x_{t-1} + \delta_3d_{t-1} + u_{3t}
 \end{aligned}$$

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:

$$V_t = B_0 + B_1bv_t + B_2x_t + B_3d_t$$

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:

$$P_t = B_0 + B_1(L)bv_t + B_2(L)x_t + B_3(L)d_t + u_t$$

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:

$$d_t = d_{t-1} + c(d_t^* - d_{t-1}) \quad (23)$$

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:

$$P_t = \alpha + \beta_1 bv_t + \beta_2 x_t^a + e_t \quad (24)$$

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_{1i} : persistencia del resultado anormal; γ_i : 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 deflatores 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 realizan 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):

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

$$P_t = k(\varphi x_t - d_t) + (1 - k)bv_t + a_2 v_t$$

De esta forma, utilizando los precios observados en el mercado como variable dependiente²⁷, 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 cuarto²⁸, 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 cierre²⁹.

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:

$$\hat{V}_t = bv_t + \frac{f_t^{t+1} - r \cdot bv_t}{(1+r)} + \frac{f_t^{t+2} - r \cdot bv_{t+1}}{(1+r)^2} + \sum_{i=3}^{11} \frac{(f_t^{t+i} - r \cdot bv_{t+i-1})}{(1+r)^i} + \frac{(f_t^{t+12} - r \cdot bv_{t+11})}{r} \cdot \frac{1}{(1+r)^{11}}$$

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.