

CAPÍTULO 4 DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN Y METODOLOGÍA

Una vez revisados los trabajos teóricos de Feltham-Ohlson y sus aplicaciones empíricas, vamos a proceder a la realización del estudio empírico de esta tesis dentro del ámbito del mercado de capitales español. Como hemos visto en la revisión de la literatura, el contraste de estos modelos ya se ha realizado de distintas formas en otros países como Estados Unidos, Japón o Suecia. Su estudio en nuestro país hace posible investigar si sus virtudes y defectos se cumplen a escala internacional o si son propios de ciertos mercados nacionales como los indicados. En este sentido, esperamos que una amplia gama de factores probablemente influyan de manera distinta sobre la valoración que el mercado hace de toda la información disponible. Estos factores hacen referencia a diferencias entre distintos países en aspectos tales como el desarrollo de los mercados de capitales, nivel de divulgación de la información, nivel de protección de los inversores, origen del sistema contable o grado de conservadurismo.

Como ejemplo meramente ilustrativo, podemos indicar el trabajo de Ali y Hwang [2000], que halla evidencia de que la asociación entre los datos contables y las medidas procedentes de los mercados financieros, como la rentabilidad de mercado, está afectada por diferencias entre los países estudiados. Así, muestran que la relevancia de la información contable es menor para los países con un modelo contable continental (propio de los países europeos en contraposición al modelo angloamericano), con sistemas financieros dominados por las entidades financieras, donde los sectores privados no están implicados en el proceso normativo, y donde los gastos en los servicios de auditoría son bajos (en definitiva países como España en contraposición a países como Estados Unidos). En consecuencia, el mercado de capitales español proporciona un buen campo de investigación para este tipo de estudios debido a las grandes diferencias existentes entre países en la regulación contable, los requerimientos de la información y los distintos factores institucionales.

El objetivo fundamental que pretendemos alcanzar en la presente tesis es contrastar la validez de los modelos de valoración de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], analizando los aspectos teóricos desarrollados en los mismos y sus implicaciones empíricas en la aplicación práctica. Se trata de estudiar en qué

medida las variables contables básicas, resultado y patrimonio contable, son capaces de predecir los resultados anormales futuros, explicar los precios observados en el mercado y predecir la rentabilidad futura del mercado.

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

1. Contrastar la estructura del LIM tanto del modelo de Ohlson [1995] como del de Feltham y Ohlson [1995], ya que entendemos que son la verdadera aportación de sus estudios. Para ello, nos planteamos incorporar y analizar el LIM de los modelos de Feltham-Ohlson de una manera consistente con los mismos. Por otro lado, se persigue analizar el efecto del conservadurismo contable a través del modelo de Feltham y Ohlson [1995], ya que la literatura previa que ha tratado de tener en consideración todos los aspectos de este modelo es escasísima.
2. Identificar y considerar empíricamente algunos subrogados de las variables de la "otra información", analizando su utilidad tanto para predecir los resultados anormales y patrimonios contables futuros como para valorar las empresas. La "otra información" útil para la predicción de los resultados anormales futuros ha sido normalmente ignorada en la literatura empírica previa, tal y como hemos comprobado en la revisión antes expuesta. Mientras que la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable no ha sido introducida, por el momento, en ningún trabajo empírico a los que hemos tenido acceso.
3. Análisis de la relación entre variables contables y valor de la empresa. Para ello, pretendemos evaluar si los modelos de Feltham-Ohlson explican los precios observados en el mercado mejor que modelos tradicionalmente utilizados en la literatura previa, como los que simplemente capitalizan el resultado del periodo o que los que capitalizan la predicción de los analistas o toman el patrimonio contable como el valor de la empresa. Se pretende analizar si la consideración de todos los aspectos de los modelos de Feltham-Ohlson mejoran o no estos sencillos modelos. En caso contrario, tratamos de corregir los defectos encontrados en la aplicación empírica de estos modelos, proponiendo una aplicación de los mismos que mejore la capacidad predictiva y valorativa de los modelos

4. Analizar empíricamente si los valores intrínsecos calculados a partir de los modelos Feltham-Ohlson predicen la rentabilidad futura de mercado. El razonamiento de esta hipótesis se basa en el hecho de que si los precios de mercado tienden a los valores intrínsecos calculados, será posible obtener rentabilidades superiores comprando acciones de las empresas temporalmente infravaloradas, y vendiendo las de las temporalmente sobrevaloradas. Este análisis contrasta directamente la hipótesis de eficiencia del mercado.

4.1. Metodología

Antes de abordar directamente la metodología que vamos a emplear en el estudio empírico debemos detenernos en los tres principales problemas a los que se han enfrentado los estudios previos con el objetivo de buscar la mejor solución posible a los mismos: la elección de una metodología en corte transversal o en serie temporal, la solución del efecto escala y la utilización o no de un resultado que cumpla la relación del excedente limpio. Posteriormente, una vez propuesta la solución a estos problemas, pasamos a exponer las hipótesis a contrastar, y la metodología seguida en el trabajo.

4.1.1. Consideraciones metodológicas previas

4.1.1.1. Sección cruzada o serie temporal

En cuanto al primer aspecto, en realidad no tenemos elección. Para aplicar la metodología en serie temporal se necesitarían series largas de datos contables de cada empresa para poder estimar adecuadamente los valores de los parámetros para cada una de ellas. Esto no es posible en el caso español. Al disponerse sólo de datos contables de la década de los 90, nos vemos obligados a realizar un estudio en corte transversal, de manera que tendremos una serie temporal de secciones cruzadas. Sin embargo, creemos conveniente indicar las ventajas y dificultades de estas dos metodologías.

El principal inconveniente de la metodología en corte transversal se refiere al hecho de que los parámetros estimados serán los mismos para todas las empresas en cada año. La solución a esta restricción hubiera sido estimar los modelos empresa a empresa, obteniendo parámetros individuales para cada una de ellas en función de la serie temporal de sus datos contables. No obstante, el

empleo de series temporales largas de variables contables puede provocar que las series sean no estacionarias, al mostrar una tendencia creciente en el periodo muestral, con los consiguientes problemas econométricos. Estos problemas pueden provocar que las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presenten R^2 elevados y estadísticos t significativos cuando en realidad puede no existir ninguna relación entre las variables dependientes e independientes. Además, debemos mencionar también el importante sesgo de supervivencia existente en las muestras de los estudios que requieren series largas de una misma empresa.

En definitiva para solventar estos problemas y dada la escasez de datos de los que disponemos, hemos realizado un estudio de series temporales de secciones cruzadas. La tabla 4.1 nos recuerda la metodología empleada por los trabajos más relevantes que han tratado la validez del LIM de los modelos Feltham-Ohlson, y que hicimos referencia con anterioridad.

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

Metodología de corte transversal		Metodología de series temporales	
Trabajo	Periodo analizado	Trabajo	Periodo analizado
Dechow, Hutton, Sloan [1999]	1976-1995	Stober [1996]	1964-1993
Hand y Landsman [1999]	1974-1996	Myers [1999]	1975-1996
Barth, Beaver, Hand, Landsman [1999, 2002]	1987-1997	Bauman [1999]	1980-1994
Biddle, Chen y Zhang [2001]	1981-1998	Qi, Wu, Xiang [2000]	1958-1994
Choi, O'Hanlon y Pope [2001]	1976-1995	Ahmed, Morton y Schaefer [2000]	1979-1996
McCrae y Nilsson [2001]	1987-1997	Callen y Morel [2001]	1969-1996
		Ota [2002]	1964-1998

Fuente: Elaboración propia

4.1.1.2. El efecto escala

Uno de los problemas identificados en los estudios en sección cruzada que utilizan modelos de niveles, en los que la variable dependiente es el precio de mercado y las variables independientes son los datos contables, es el llamado *efecto escala*.

Este efecto se produce por la existencia de diferencias de escala o tamaño entre las distintas unidades económicas, de manera que se observa que las empresas grandes (pequeñas) presentan valores grandes (pequeños) de la mayoría de las variables contables. Por ello, los resultados de las regresiones podrían estar condicionados por la submuestra de empresas más grandes, que, sin embargo está normalmente integrada por menos casos.

Esta diferente escala afecta a los valores de las variables observadas, pero sus efectos sobre los resultados de la regresión no son de interés para la investigación, esto es, nos interesa obtener unos resultados libres de los efectos producidos por la escala. Así, si suponemos que la escala tiene un efecto multiplicativo, la relación lineal entre dos variables X, Y vendría dada por la siguiente expresión:

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

Si S_i es la escala de la empresa i , esta expresión sería equivalente a:

$$S_i Y_i = a S_i + b S_i X_i + e_i S_i$$

Sin embargo, si observamos las variables $S_i Y_i$ y $S_i X_i$, la regresión realmente utilizada sería:

$$S_i Y_i = a' + b' S_i X_i + u_i$$

Puede suceder que $a \neq a'$ y $b \neq b'$, ya que en esta última ecuación se omite la variable escala S_i en alguna de las variables. De esta manera, podemos estar ante el problema de la omisión de una variable correlacionada. La literatura previa indica que se pueden producir sesgos en las estimaciones de los coeficientes y heterocedasticidad en los errores de la regresión, lo que provocaría ineficiencia en las estimaciones de los coeficientes y sesgos en los errores estándar. Por otra parte, Brown, Lo y Lys [1999] muestran que el R^2 del modelo estimado también está sesgado cuando se produce el efecto escala, siendo más elevado en los periodos en los que la varianza de la escala es mayor que su media. En este sentido, cuando el efecto escala es lo suficientemente grande, en realidad se está regresando S_i sobre ella misma, por lo que el R^2 se aproxima a uno.

Desgraciadamente, identificar la escala es una tarea difícil, por lo que a menudo se aproxima por alguna variable supuestamente correlacionada con ella, siendo varias las alternativas apuntadas por la literatura. Barth y Kallapur [1996, p. 528] apuntan que para corregir la heterocedasticidad de los errores de la regresión se pueden utilizar los errores estándar consistentes ante heterocedasticidad de White [1980]. Por otra parte, para reducir los sesgos en las estimaciones se podrían deflactar las variables por un subrogado de la escala o bien incluir un subrogado de la escala como variable independiente que controle los efectos de la misma. Utilizar la metodología de White [1980] para el cálculo de los errores estándar está ampliamente aceptado por los investigadores como solución a la existencia de heterocedasticidad en los errores. Es más, Barth y Kallapur [1996] comprueban que en las especificaciones que utilizan variables sin deflactar, los errores estándar de White [1980] presentan valores cercanos a los verdaderos, independientemente de si los errores de la regresión son o no heterocedásticos. De ahí que en este trabajo empleamos esta metodología para realizar cualquier inferencia sobre la significatividad de las variables.

Sin embargo, no existe un consenso de las investigaciones contables sobre qué variable se puede utilizar para solucionar los problemas del sesgo en los coeficientes estimados y en el R^2 de la regresión, ni si es preferible deflactar o incluir una variable que contenga el efecto de la escala. Los subrogados comúnmente considerados en la literatura contable incluyen variables como el total activo, el patrimonio contable, el resultado neto, las ventas, el número de acciones y el precio de mercado.

En cuanto al primero de los remedios, esto es, deflactar las variables del estudio, Barth y Kallapur [1996] utiliza los subrogados antes indicados y encuentran evidencia de que sólo se consigue una pequeña reducción del sesgo en los coeficientes, llegando incluso a acentuarse dicho sesgo en algunas ocasiones. Además, no siempre se elimina la heterocedasticidad y se producen pérdidas en la eficiencia de hasta un 300%. En definitiva, llegan a la conclusión de que los efectos producidos al deflactar las variables son impredecibles.

Sin embargo, estos autores encuentran evidencia de la superioridad de la otra solución indicada, ya que los subrogados sí son bastante efectivos en mitigar el sesgo de los coeficientes si se incluyen como variable independiente

en las regresiones. Por ello, la principal conclusión obtenida sugiere que "*incluir un subrogado de la escala como variable independiente y realizar las inferencias sobre la base de los errores estándar de White, es más efectivo que deflactar como remedio para los problemas econométricos relacionados con las diferencias de escala entre las empresas*"(Barth y Kallapur [1996, p. 529]).

Por su parte, Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000] muestran que utilizar datos por acción no resuelve el efecto escala. El número de acciones y su valor nominal es un número elegido por la dirección de la empresa por razones diversas (facilidad de colocación de los títulos, políticas de dividendos, etc.), lo que lleva al problema de la existencia de una escala inconsistente entre empresas, esto es, se mezclan distintas unidades de medida dentro de un mismo modelo, ya que algunas acciones tienen un valor mucho más elevado que otras. Además, las políticas de *splits* o desdoblamiento de acciones provoca que en una misma empresa la escala varíe en el tiempo. Sin embargo, en opinión de Brown, Lo y Lys [1999] si se deflactan los datos por acción mediante el precio de mercado al principio del periodo, sí pueden resolverse los problemas de escala. Esto es así porque el precio es una variable que refleja el tamaño de una acción. Easton y Sommers [2000] también apuestan por la utilización de deflactores como el precio o las ventas, pero indican que la desventaja de deflactar las variables es que se puede cambiar el significado económico de las variables dependientes e independientes.

Dos trabajos que se centran en el modelo de Ohlson [1995] y analizan el efecto del problema escala son los de Barth y Clinch [1999] y Lo y Lys [2000]. El primero de ellos encuentra evidencia de que en el contexto del modelo de Ohlson [1995], en contra de lo que se cree, las diferencias de tamaño entre las empresas no producen diferencias de escala que provoquen que las inferencias sean incorrectas. De esta manera, los resultados de su estudio concluyen que, utilizando datos sin deflactar y deflactados por el número de acciones, las estimaciones de los coeficientes de las regresiones de niveles del valor de mercado de las acciones están razonablemente cerca de los valores reales. En definitiva, para estos autores, no es posible identificar el diseño de la investigación más apropiado para todos los contextos, no siendo severo el sesgo producido por la escala en el modelo de Ohlson [1995].

Sin embargo, para Lo y Lys [2000], se pueden encontrar múltiples estudios en la literatura que llegan a conclusiones inapropiadas debido a que no se tiene en cuenta el efecto de la escala sobre las estimaciones de los parámetros y sobre los R^2 . Entre ellos destacan los estudios de Bernard [1995], Frankel y Lee [1998 y 1999], Francis, Olsson y Oswald [2000a], Hand y Landsman [1999], Dechow, Hutton y Sloan [1999], y una larga lista de estudios de relevancia valorativa que tratan de investigar la relación de los precios con el patrimonio contable y el resultado.

Lo y Lys [2000] también creen que la metodología empleada en estos estudios ha llevado a concluir de forma errónea que no es necesario utilizar tasas de descuento y parámetros de la dinámica de la información específicas para cada empresa, ya que no parece haber gran diferencia. Para ellos, este resultado probablemente es producto de que el efecto escala domina al resto de efectos.

Es de destacar el estudio de Hand y Landsman [1999], que utiliza un modelo de niveles, regresando el precio sobre el patrimonio contable, el beneficio y los dividendos. Sus resultados muestran un coeficiente positivo para los dividendos, en contra de la predicción del modelo de Ohlson [1995]. Por tanto, los autores concluyen que se rechaza el modelo de Ohlson [1995] ya que los dividendos proporcionan una señal sobre la evolución futura de la empresa. Sin embargo, Lo y Lys [2000] sostienen que este resultado se produce por los sesgos inherentes en los modelos de niveles. Para demostrar este punto, replican el trabajo de Hand y Landsman [1999] obteniendo resultados similares: en el modelo de niveles se alcanza un coeficiente sobre los dividendos positivos y superior a 3 (es decir, si se reparte 1\$ de dividendos, el valor de la empresa aumenta en 3\$) y un R^2 del 95%, a pesar de suponer tasas de descuento y parámetros de persistencia constantes para todas las empresas. Por otra parte, al considerar el modelo, pero utilizando datos por acción, obtienen el mismo coeficiente positivo sobre los dividendos.

Para mostrar que estos resultados están sesgados, Lo y Lys [2000] repiten la estimación de estos modelos, pero deflactando todas las variables por el valor de mercado de las acciones a principios del periodo. Los resultados obtenidos mediante este procedimiento sí que muestran un coeficiente negativo para los dividendos, y el R^2 alcanza un valor mucho más modesto, el 41%. De manera

adicional, repiten la estimación pero considerando el tamaño de la empresa (capitalización bursátil) como variable de control, como proponen Barth y Kallapur [1996]. De nuevo, los resultados indican que el coeficiente sobre los dividendos es negativo. Por tanto, es muy probable que el efecto escala produzca coeficientes y R^2 sesgados, siendo estos sesgos muy impredecibles.

En opinión de Lo y Lys [2000], es muy posible que, como las grandes (pequeñas) empresas pagan mayores (menores) dividendos en términos absolutos, el modelo presente un coeficiente positivo para esta variable. Este efecto, puede producirse no sólo en los dividendos, sino en cualquier variable que esté positivamente correlacionada con el tamaño. De hecho, los coeficientes sobre el patrimonio contable y los beneficios se reducen en un 60% cuando se controla el efecto escala. Además, el hecho de que el R^2 de la regresión apropiadamente deflactada sea mucho menor, está subrayando la posibilidad de poder mejorar los modelos y de tener en cuenta otra información que sea relevante a efectos valorativos.

En definitiva, a la vista de las conclusiones de los trabajos expuestos, cabe cuestionarse ¿cómo es posible que los estudios de Barth y Clinch [1999] y Lo y Lys [2000] lleguen a conclusiones tan contrarias?

En nuestra opinión, la explicación de las diferencias detectadas deriva del diferente propósito de los trabajos. Barth y Clinch [1999] realizan un estudio de simulación, en el que se regresan los precios sobre las variables contables relevantes (resultado y patrimonio contable). Dado que el patrimonio contable puede ser un subrogado de la escala, en realidad este tipo de regresiones está adoptando la solución de Barth y Kallapur [1996]: incluir la escala como variable independiente. Además, la relación que se espera encontrar entre todas las variables es positiva, y éste es precisamente el efecto que produce la escala. Por tanto, la relación positiva encontrada ¿es verdadera o está causada por el efecto escala? Sin embargo, Lo y Lys [2000] únicamente replican el trabajo de Hand y Landsman [1999] y lo que esperan encontrar es una relación negativa entre el precio y los dividendos. Aquí el efecto escala produce los efectos predichos: una relación positiva y significativa cuando, en teoría, debería ser negativa. Las soluciones propuestas para reducir el efecto escala muestran esta última relación negativa. Por tanto, los objetivos de estos dos trabajos son muy distintos, y por ello, esto no quiere decir que sus conclusiones sean dispares.

No obstante, queda pendiente de resolver qué debemos hacer para reducir el efecto escala. Si se incluye un subrogado de la escala como variable independiente parece claro que ésta no debe ser el número de acciones, sin embargo variables como el precio de mercado, el patrimonio contable o el activo total al principio del periodo parecen ser válidas. Sin embargo, esta alternativa presenta serios inconvenientes en el ámbito de los modelos Feltham-Ohlson, ya que además de introducir una nueva variable en el LIM, cambiaría la naturaleza del mismo. Así, si incluimos como variable independiente en el LIM del modelo de Ohlson [1995] al patrimonio contable, nos encontraríamos realmente con el modelo de Feltham y Ohlson [1995], de manera que estaríamos confundiendo en el coeficiente del patrimonio contable tanto el efecto escala como el efecto conservadurismo. Es decir, no sabríamos distinguir si el coeficiente obtenido sobre el patrimonio contable está reflejando diferencias de escala o está reflejando el grado de conservadurismo de la contabilidad. Igualmente, si utilizamos el precio de mercado como variable independiente, tendríamos un problema de circularidad: pretenderíamos estimar los valores intrínsecos de las empresas introduciendo en el análisis la variable con la que se quieren comparar dichos valores. Esto implicaría que el precio de mercado fuera una función del resultado anormal, del patrimonio contable y de sí mismo. Por otro lado, utilizar otras variables como el activo total o la cifra de ventas en el LIM cambiaría el significado económico de los modelos de Feltham-Ohlson. Por tanto, esta primera alternativa la rechazamos por ser inconsistente con los objetivos que perseguimos en esta tesis.

La segunda alternativa propuesta en la literatura para reducir el efecto escala es la utilización de deflatores como el número de acciones, el activo total, el patrimonio contable o la capitalización bursátil (Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000]). Una de las variables más utilizadas en este sentido es la del número de acciones, ya que al dejar los datos por acción pueden reducirse las diferencias en el tamaño de las empresas. Sin embargo, ya hemos indicado que Brown, Lo y Lys [1999] y Easton y Sommers [2000] muestran que la utilización de datos por acción no soluciona el efecto escala. Por otra parte, Hand y Landsman [1999] también indican que el uso del número de acciones como deflactor puede originar una sustancial no linealidad en las regresiones de corte transversal, producidas por el distinto tamaño de las empresas. Además, en los estudios en los que se disponen de series temporales de las variables puede resultar inapropiada la utilización de estos datos por

acción, ya que si no se tienen en cuenta ciertos aspectos se pueden cometer serios errores que distorsionan los resultados. Estos errores estarían provocados, principalmente, por el cambio en el número de acciones de un periodo para otro, ya sea por operaciones de desdoblamiento del nominal de las acciones como por ampliaciones y reducciones de capital. En el apéndice XIII mostramos cómo pueden cometerse errores incluso superiores a un 50%. Debido a estos problemas, no encontramos justificado el emplear datos por acción en el presente estudio, por lo que utilizamos otros deflatores propuestos en la literatura.

Antes de elegir la variable concreta que utilizamos para deflactar y reducir el problema de la escala es imprescindible analizar las propiedades y la influencia que queremos que la misma tenga en el ámbito de nuestra investigación. Necesitamos un deflactor que no entre en el LIM, que no cambie el significado de los modelos, que nos permita utilizar las funciones calculadas en el capítulo tercero, pero que sea capaz de reducir el efecto escala. A su vez, no podemos guiarnos por la conclusión de Barth y Clinch [1999] de que el efecto escala en el ámbito del modelo de Ohlson [1995] es reducido, puesto que en ese trabajo siempre se utilizan precios de mercado y se incluye un subrogado de la escala como variable independiente (patrimonio contable), mientras que en la mayoría de regresiones que se llevan a cabo en esta tesis ni se incluyen los precios ni este subrogado.

Ya hemos indicado que el precio de mercado no debe utilizarse, ya que crearía un problema de circularidad. Pero en nuestra opinión el patrimonio contable tampoco es útil si entra en el LIM. Como ejemplo, ya hemos citado en la revisión de la literatura la principal limitación del trabajo de Choi, O'Hanlon y Pope [2001]: tratan de contrastar el modelo de Ohlson [1995], pero acaban contrastando una versión reducida de Feltham y Ohlson [1995], en el que además confunden el intercepto con el efecto conservadurismo. Recordemos

que la ecuación que estiman es:
$$\frac{x_{t+1}^a}{bv_t} = \omega_{10} + \omega_{11} \frac{x_t^a}{bv_t} + \varepsilon_{t+1}$$

presenta el inconveniente de que el deflactor entraría a formar parte del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson. Esto es, sería necesario modelizar la evolución futura del deflactor como una ecuación más del LIM para poder calcular el valor intrínseco de la empresa, actualizando los flujos futuros de resultados

anormales deflactados. Esto es, una vez estimados los parámetros ω_{10} y ω_{11} para calcular la $E_t \left[\frac{x_{t+2}^a}{bv_{t+1}} \right]$, $E_t \left[\frac{x_{t+3}^a}{bv_{t+2}} \right]$, ..., necesitamos la estimación de todos los futuros patrimonios contables. Esto nos aleja del modelo original de Ohlson [1995] y nos lleva directamente al de Feltham y Ohlson [1995], que incluye la evolución del patrimonio contable. Así, el LIM del modelo de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] a estimar sería el mismo. En éste último, la primera ecuación del LIM sería:

$$\frac{x_{t+1}^a}{bv_t} = \omega_{10} + \omega_{11} \frac{x_t^a}{bv_t} + \omega_{12} \frac{bv_t}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1} \Rightarrow \frac{x_{t+1}^a}{bv_t} = (\omega_{10} + \omega_{12}) + \omega_{11} \frac{x_t^a}{bv_t} + \varepsilon_{1t+1}$$

La estimación de esta ecuación daría el mismo resultado que la utilizada por Choi, O'Hanlon y Pope [2001], ya que no es posible estimar dos interceptos por separado (ω_{10} , ω_{12}). De esta forma, estaríamos confundiendo el efecto de incluir un deflactor con el efecto del conservadurismo. Así, multiplicando ambos lados de las ecuaciones por el patrimonio contable, el resultado anormal esperado para el próximo periodo sería en ambos casos: $E_t [x_{t+1}^a] = \hat{a}bv_t + \hat{\omega}_{11}x_t^a$, donde \hat{a} hace referencia al intercepto estimado.

Por tanto, si consideramos que Choi, O'Hanlon y Pope [2001] están contrastando la función de Ohlson [1995] no sería posible contrastar el LIM de Feltham y Ohlson [1995] puesto que sería imposible estimar dos interceptos en una misma regresión. Pero, y si este es el LIM de Feltham y Ohlson [1995] ¿cómo contrastar con esta metodología el modelo de Ohlson [1995]? En nuestra opinión, mediante esta metodología tampoco sería posible, puesto que el deflactor siempre entraría en el LIM. En definitiva, la pregunta es: ¿cuál de los dos modelos están contrastando Choi, O'Hanlon y Pope [2001]?

Así pues, el problema no viene tanto del deflactor a utilizar sino de la metodología empleada. ¿Qué hacer para que las variables aparezcan deflactadas pero a su vez que el deflactor no aparezca en el LIM? En nuestra opinión esto sólo es posible mediante la propuesta de Easton y Sommers [2000], que consiste en deflactar todas las variables, incluido el intercepto. Para mostrarla vamos a escoger como deflactor el patrimonio contable, puesto que su utilización establece el LIM en términos de rentabilidades contables (ROEs) anormales.

En la expresión utilizada por Choi, O’Hanlon y Pope [2001] hemos visto que es el intercepto el que hace que el deflactor entre en las expectativas futuras. Por ello, en nuestra opinión, una de las alternativas válidas sería, en el caso de Ohlson [1995] estimar el siguiente LIM:

$$\begin{aligned}\frac{x_{t+1}^a}{bv_t} &= \omega_{10} \frac{1}{bv_t} + \omega_{11} \frac{x_t^a}{bv_t} + \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{1,t+1} \\ \frac{v_{1t+1}}{bv_t} &= \gamma_{10} \frac{1}{bv_t} + \gamma_1 \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{2,t+1}\end{aligned}\quad (47)$$

En el caso del LIM de Feltham y Ohlson [1995], quedaría:

$$\begin{aligned}\frac{x_{t+1}^a}{bv_t} &= \omega_{10} \frac{1}{bv_t} + \omega_{11} \frac{x_t^a}{bv_t} + \omega_{12} \frac{bv_t}{bv_t} + \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{1,t+1} \\ \frac{bv_{t+1}}{bv_t} &= \omega_{20} \frac{1}{bv_t} + \omega_{22} \frac{bv_t}{bv_t} + \frac{v_{2t}}{bv_t} + \varepsilon_{2,t+1} \\ \frac{v_{1t+1}}{bv_t} &= \gamma_{10} \frac{1}{bv_t} + \gamma_1 \frac{v_{1t}}{bv_t} + \varepsilon_{3,t+1} \\ \frac{v_{2t+1}}{bv_t} &= \gamma_{20} \frac{1}{bv_t} + \gamma_2 \frac{v_{2t}}{bv_t} + \varepsilon_{4,t+1}\end{aligned}\quad (48)$$

Debemos indicar que estos LIMs son equivalentes a los de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], por lo que nos permiten obtener todas las funciones de expectativas y de valoración que calculamos en el capítulo tercero de esta tesis. Esto es así porque una vez estimados todos los parámetros de los modelos, el deflactor desaparece de las expresiones al aparecer dividiendo en ambos lados de las mismas. Así, por ejemplo, en el caso más general del modelo de Feltham y Ohlson [1995], las expectativas de las variables relevantes para el próximo periodo serían:

$$\begin{aligned}E_t \left[x_{t+1}^a \right] &= \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \omega_{12} bv_t + v_{1t} \\ E_t \left[bv_{t+1} \right] &= \omega_{20} + \omega_{22} bv_t + v_{2t} \\ E_t \left[v_{1t+1} \right] &= \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t} \\ E_t \left[v_{2t+1} \right] &= \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t}\end{aligned}$$

Se puede comprobar que estas expectativas se corresponden con las del modelo de Feltham y Ohlson [1995] ajustadas por la inclusión de un intercepto, tal y como vimos en el modelo 10 [M10] y cuyas expresiones resultantes demostramos en el apéndice XII. De esta forma, una vez estimados los parámetros de los diferentes LIMs es indiferente seguir utilizando las variables en términos relativos, calculando los futuros resultados anormales y el valor intrínseco de las empresas en términos relativos, que pasar a calcularlos en términos absolutos. Esto se consigue gracias a que realmente el deflactor no llega a entrar en la serie de expectativas futuras.

Easton y Sommers [2000] son los que proponen esta opción, alegando que está más próxima a la relación inicial que se pretendía estudiar. A su vez, desde un punto de vista puramente empírico, el análisis de estos autores muestra que la inversa del deflactor reduce la heterocedasticidad así como la influencia de las observaciones con mayor valor absoluto de las variables a regresar.

En definitiva, con esta metodología consideramos que se consigue estimar el valor de los parámetros del LIM salvando las mayores dificultades encontradas en la literatura: los efectos perversos de la diferente escala existente entre las empresas y la entrada del deflactor en la dinámica de la información.

Debemos indicar que podríamos utilizar cualquier otro deflactor, como el valor de mercado o el activo total. El primero de ellos no nos parece adecuado en regresiones que utilizan exclusivamente información contable histórica, ya que puede distorsionar la relación de los resultados anormales en el tiempo debido a variaciones de los precios por periodos alcistas o bajistas del mercado. Es decir, la cuantía del resultado y patrimonio contable de la empresa puede variar poco de un periodo a otro, mientras que su valor de mercado total puede hacerlo en mayor medida. Esto es precisamente lo observado en nuestro país durante la segunda mitad de la década de los 90, en el que los precios de mercado han subido constantemente a elevadas tasas. De esta forma, sería el deflactor y no la relación entre las variables contable el que dominaría la relación a estudiar.

Sin embargo, el activo total sí que se mueve en consonancia con el resto de variables contables. Por tanto, aunque utilizamos el patrimonio contable como deflactor, ya que establece el LIM en términos de rentabilidades

anormales contables, lo que tiene mayor significado económico, también utilizamos el activo total como deflactor para analizar la sensibilidad de los resultados al deflactor utilizado.

En cuanto al problema del elevado R^2 , es propio de los estudios que tratan de analizar la evolución temporal de la relevancia de las variables contables mediante la comparación del R^2 . Sin embargo, en el presente trabajo nos preocupa especialmente que las estimaciones sean insesgadas y los errores estándar consistentes. Esto es así porque nuestro objetivo no es, en ningún momento, comparar el R^2 de los modelos, sino analizar si los coeficientes utilizados por el mercado son significativos y coinciden con los implícitos en los diferentes LIMs considerados.

4.1.1.3. Contabilidad del excedente sucio (*Dirty Surplus*)

Los estudios realizados hasta el momento han utilizado una medida de resultado contable que no cumple la relación del excedente limpio. Así, normalmente el resultado anormal aparece definido a partir de una medida de resultado antes de partidas extraordinarias o un resultado de las actividades ordinarias de la empresa (véase por ejemplo Dechow, Hutton y Sloan [1999]). Esto viola dicha relación del excedente limpio, ya que hay partidas que han pasado por la cuenta de resultados y no aparecen en los mismos.

La elección en las investigaciones de un resultado que no cumple la relación del excedente limpio suele estar motivada por el hecho de que los resultados extraordinarios son transitorios, por lo que es de suponer que el parámetro de persistencia de la medida de resultado final de la empresa presente un valor inferior. Es decir, las partidas no recurrentes no deberían incluirse en la medida de resultados ya que no tienen habilidad predictiva de los hechos relevantes futuros. De esta forma, si la utilización de un resultado basado en el excedente limpio (*clean surplus*) aumenta la variabilidad de la serie de resultados, la habilidad predictiva se conseguiría en mayor medida a través de una medida de resultado que no cumpla dicha relación (*dirty surplus*) y que efectivamente reduzca dicha variabilidad.

Sin embargo, esta elección tiene importantes inconvenientes. Por un lado, tal y como afirma Beaver [1999, p. 37] "*la base para predecir sólo un*

subconjunto de los beneficios carece de motivación, y una representación del valor tan sólo basada en un subconjunto de los beneficios no se cumple necesariamente". También debemos tener en cuenta, que las medidas intermedias de resultados pueden estar afectadas por la manipulación de beneficios de tipo clasificatorio, de manera que puede haber un trasvase entre las partidas extraordinarias y ordinarias. Sin embargo, el resultado final después de impuestos está libre de este tipo de manipulación. Por último, una medida de resultados *dirty surplus*, lleva a errores en los valores intrínsecos calculados, como se demuestra a continuación.

Dado que el RIV depende de la relación del excedente limpio, y ambos son supuestos de los modelos de Feltham-Ohlson, nos podríamos preguntar que sucede si un sistema contable o la elección de una variable determinada no cumple esta relación. En este caso, la misma relación del excedente limpio nos permite redefinir los beneficios en términos de lo que en la literatura internacional se conoce como *comprehensive income*, expresión para la que no existe una traducción aceptada y que difiere del resultado neto. Es decir, dado que conocemos el patrimonio contable al inicio y final del periodo y los dividendos del periodo, podemos obtener el beneficio que hace cumplir la relación del excedente limpio en términos del cambio en el patrimonio contable más el pago de dividendos³⁴:

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

En este caso, x_t es el llamado *comprehensive income*, es decir, el beneficio que cumple la relación del excedente limpio. Si llamamos y_t a la medida alternativa de resultado que no cumple esta relación, podemos definir $z_t = x_t - y_t$ como la variable *excedente sucio* correspondiente a y_t .

Por otro lado, también es posible definir el resultado anormal basado en el excedente sucio como:

$$y_t^a = y_t - r \cdot bv_{t-1}$$

³⁴ Sin embargo, esta flexibilidad del modelo tiene sus costes, ya que el beneficio así calculado no se corresponde con ninguna cifra incluida en los estados financieros actuales.

Combinando las dos ecuaciones anteriores y basándonos en la definición de resultado anormal obtenemos:

$$x_t^a = x_t - rbv_{t-1} = y_t + z_t - rbv_{t-1} = y_t^a + z_t$$

Por lo tanto, el RIV con una relación basada en un excedente sucio puede describirse de la siguiente forma:

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

Lo y Lys [2000] advierten mediante esta expresión de los problemas que podemos encontrar al utilizar una medida de beneficios que no cumple la relación del excedente limpio: la omisión de la variable z_t puede sesgar a la baja el coeficiente de determinación R^2 de las regresiones, y puede sesgar los coeficientes de las variables incluidas en la regresión.

Por otro lado, en el presente estudio procedemos a calcular valores intrínsecos, por lo que éstos estarán infravalorados o sobrevalorados según el signo de la variable z_t sea positivo o negativo, respectivamente. Adicionalmente, podemos ver que la expresión del valor de la empresa depende de realizaciones posteriores de z_t , por lo la evolución de esta variable debería incorporarse en el LIM de los respectivos modelos.

Por todo ello, en el presente estudio optamos por la elección de las variables patrimonio y resultado contable, que cumplen, en la medida que el sistema contable lo permite, la relación del excedente limpio. Recordemos que basta con que los datos actuales y futuros cumplan dicha relación, por lo que si obtenemos la evolución de la información en el próximo periodo a partir de la expresión $bv_{t+1} = bv_t + x_{t+1} - d_{t+1}$, debemos escoger el patrimonio contable que cumple $bv_t = bv_{t-1} + x_t - d_t$, por lo que la única medida de resultados que podemos utilizar para evitar los sesgos antes indicados es el resultado después de impuestos.

4.1.2. Formulación de hipótesis

Sin perjuicio de que más adelante desarrollemos con detalle las hipótesis a contrastar, creemos conveniente resumirlas antes de exponer la metodología precisa del trabajo. En el presente estudio queremos contrastar los siguientes aspectos relacionados con los modelos de Feltham-Ohlson:

1. **Vínculo predictivo.** El objetivo es contrastar los LIMs de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995], lo que supone investigar las siguientes hipótesis alternativas:

- En cuanto al LIM de Ohlson [1995]:

H1. El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11} , está comprendido entre sus valores teóricos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reversión a la media.

H2. El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

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

- En cuanto al LIM de Feltham y Ohlson [1995]:

H4. El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11} , está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.

H5. El parámetro de conservadurismo, esto es, el coeficiente ω_{12} , es significativo y presenta un valor positivo.

H6. El parámetro de la persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

H7. El parámetro de crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores teóricos de $[1, 1+r]$

H8. El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

En cuanto a la capacidad predictiva de los resultados anormales de los modelos basados en Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] se trata de contrastar las siguientes hipótesis alternativas:

H9. Los modelos predicen el resultado anormal del próximo periodo de forma sesgada, es decir, la media y mediana de los errores de predicción son significativamente distintas de cero.

H10. La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es una variable relevante en la predicción del resultado anormal futuro, pues los modelos que la consideran realizan predicciones a un año menos sesgadas y más exactas que el resto de modelos que no la tienen en cuenta.

H11. Los modelos que toman un valor $\omega_{11}=0$ presentan grandes errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen mejor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media. Sin embargo, los modelos que toman un valor $\omega_{11}=1$ presentan pequeños errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen peor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media.

H12. Los modelos que incluyen las variables de la "otra información" predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos que no la incluyen.

H13. Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

H14. La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo $t+\tau$ de una cartera formada en el periodo t por las empresas con mayores ROEs anormales es superior a la de una cartera formada en el periodo t por las empresas con menores ROEs anormales.

2. **Vínculo valorativo.** El objetivo es calcular los valores intrínsecos de las empresas a través de los modelos considerados, y contrastar si estos valores explican los precios existentes en el mercado. Planteamos las siguientes hipótesis en su forma alternativa:

H15. El ratio del valor intrínseco con respecto al precio observado no presenta en promedio un valor igual a uno para cada modelo considerado.

H16. El poder explicativo de los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] es mayor que el de los modelos utilizados en investigaciones previas que ignoran la “otra información” o toman valores extremos de sus parámetros.

H17. La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado. La segunda de las variables de la "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, es relevante para explicar los precios de mercado.

H18. Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson [1995], que no incluyen dicho parámetro.

H19. El resultado contable y la predicción de los analistas proporcionan información adicional al patrimonio contable a la hora de explicar los precios de mercado.

H20. Los coeficientes implícitos en los LIM de los modelos de Feltham-Ohlson coinciden con los obtenidos en regresiones que utilizan los precios de mercado observados

3. Finalmente, en relación con la **eficiencia del mercado**, planteamos la siguiente hipótesis alternativa:

H21. Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones infravaloradas y vendiendo las sobrevaloradas.

Aunque más adelante nos referimos con detalle a la muestra, queremos adelantar que se ha trabajado con un conjunto de 121 empresas que han cotizado en el mercado continuo español durante al menos 24 meses en la década de los 90, de las cuales se disponen de datos contables de al menos dos años consecutivos y que han sido seguidas por los analistas financieros. Toda la información recogida sobre estas empresas están a disposición del público en diversas bases de datos las fuentes que se citarán posteriormente.

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

El primer objetivo pretende analizar la validez del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995], estimando los parámetros de los mismos mediante la información histórica disponible. En este sentido, debemos insistir en que adoptamos una metodología en corte transversal. No obstante, los parámetros que vamos a obtener serán variables en el tiempo, conforme vaya alargándose el periodo muestral desde 1993 hasta 1999, de manera que puede recogerse su variación temporal a la vez que se aprovecha al máximo toda la información disponible.

Con respecto a este último punto, debemos aclarar que aunque calculamos los resultados anormales desde el año 1991, realmente hasta dos periodos después no podemos obtener la primera estimación de todos los parámetros de los modelos estudiados. Esto se debe a la necesidad de disponer de dos periodos exclusivamente de estimación. Así, en el caso del modelo de Ohlson [1995], en el año 1992 podremos estimar los parámetros de la primera ecuación del LIM, mediante la siguiente regresión con los datos del resultado anormal de los periodos 1991 y 1992:

$x_{j,1992}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_{j,1991}^a + \varepsilon_{1j,1992}$, donde el subíndice j hace referencia a la información de la empresa j .

De esta forma, 1992 será el primer año en el que podremos estimar ω_{10} y ω_{11} . Con ellos, podremos calcular la variable "otra información" a partir de la adaptación de la expresión (36). Esto es, mediante la diferencia entre la predicción del resultado anormal para el próximo periodo realizada por los analistas en 1992 y la predicción para el próximo periodo realizada por el modelo mecánico que acabamos de estimar:

$$v_{1j,1992} = f_{j,1992}^{a,1993} - \hat{\omega}_{10,1992} - \hat{\omega}_{11,1992}x_{j,1992}^a$$

En el año 1993 volvemos a estimar los parámetros ω_{10} y ω_{11} , utilizando toda la información disponible, es decir, los resultados anormales de los años

1991 a 1993. Igualmente con estas estimaciones podremos calcular la "otra información" en el periodo 1993:

$$v_{1j,1993} = f_{j,1993}^{a,1994} - \hat{\omega}_{10,1993} - \hat{\omega}_{11,1993} x_{j,1993}^a$$

Así, dispondremos en este periodo 1993 de dos años consecutivos de la variable "otra información", por lo que, por primera vez, podremos estimar su persistencia a partir de la segunda ecuación del LIM de Ohlson [1995]:

$$v_{1j,1993} = \gamma_{10,1993} + \gamma_{1,1993} v_{1j,1992} + \varepsilon_{2,1993}$$

Sólo a partir de 1993 dispondremos de la estimación de los cuatro parámetros necesarios para calcular los valores intrínsecos. El procedimiento para los años 1994-1999 es equivalente, de manera que vamos reestimando todos los parámetros y vamos calculando la "otra información", incorporando a las regresiones toda la información hasta el año considerado.

Igualmente, el procedimiento a seguir en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] es idéntico al aquí expuesto, si bien incorporando el conservadurismo contable en las dos ecuaciones anteriores y las otras dos ecuaciones del LIM: las que hacen referencia al patrimonio contable y a la segunda de las variables de la "otra información".

Así, en 1992 obtendremos una estimación de los parámetros ω_{20} y ω_{22} a través de la siguiente regresión:

$$bv_{j,1992} = \omega_{20,1992} + \omega_{22,1992} bv_{j,1991} + \varepsilon_{2j,1992}$$

Con ellos calculamos la segunda variable de la "otra información" en dicho año, a través de la adaptación de la expresión (45), esto es, la diferencia entre la predicción en 1992 del patrimonio contable de 1993 menos la predicción realizada por el modelo mecánico que acabamos de estimar:

$$v_{2j,1992} = bv_{1992}^{1993} - \hat{\omega}_{20,1992} - \hat{\omega}_{22,1992} bv_{1992}$$

En 1993 incorporamos los datos de dicho año, obteniendo las estimaciones de $\omega_{20,1993}$ y $\omega_{22,1993}$ con la información del patrimonio contable de

los años 1991 a 1993. Con estas estimaciones volvemos a calcular la "otra información" a partir de la expresión:

$$v_{2j,1993} = bv_{1993}^{1994} - \hat{\omega}_{20,1993} - \hat{\omega}_{22,1993}bv_{1993}$$

Así, en 1993 ya dispondremos de información de dos periodos consecutivos de la "otra información" útil para la predicción del patrimonio contable. Con estos datos podremos estimar su persistencia a través de la regresión:

$$v_{2j,1993} = \gamma_{20,1993} + \gamma_{2,1993}v_{2j,1992} + \varepsilon_{4j,1993}$$

Por lo que 1993 es el primer año para el que dispondremos de la estimación de todos los parámetros.

A continuación vamos a establecer las hipótesis a contrastar en cuanto a la validez del LIM de los modelos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]. En este sentido, el LIM de estos trabajos se cumplirá empíricamente si las estimaciones de los parámetros de los mismos están dentro de los valores teóricos establecidos en los trabajos de estos autores, y que vimos en el capítulo primero de la tesis.

4.1.3.1. LIM de Ohlson [1995]

En primer lugar vamos a contrastar si la especificación teórica del LIM del modelo de Ohlson [1995] es adecuada desde un punto de vista empírico. Para ello, adaptamos el LIM de Ohlson [1995] a una metodología en corte transversal que incluye interceptos en la estimación de los parámetros. Al igual que en la práctica totalidad de los estudios empíricos realizados en contabilidad y finanzas, el motivo que nos lleva a incluir interceptos en las regresiones es meramente econométrico, de manera que se elimina la restricción de que la recta estimada que ajusta los datos pase por el origen de coordenadas, recogiendo el intercepto el efecto medio de variables omitidas en la regresión.

Concretamente el caso general del modelo de Ohlson [1995], que tiene en cuenta todas las implicaciones del mismo, lo consideramos en el modelo 7

[M7] estudiado en el capítulo tercero de esta tesis. En dicho modelo vimos que la información sigue la siguiente evolución:

$$\begin{aligned}x_{j,t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11}x_{j,t}^a + v_{1j,t} + \varepsilon_{1j,t+1} \\v_{1j,t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}v_{1j,t} + \varepsilon_{2j,t+1}\end{aligned}\quad (49)$$

La estimación del parámetro de persistencia de los resultados anormales se realiza exclusivamente mediante datos históricos observados, que se obtiene a través de la siguiente regresión:

$$x_{j,t}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_{j,t-1}^a + e_{1j,t} \quad (50)$$

donde:

$x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1,t),

ω_{10} : Intercepto que recoge el efecto medio de variables omitidas,

ω_{11} : Factor de persistencia del resultado anormal

El LIM del sistema de ecuaciones (49) indica la evolución futura de la información, esto es, una vez observados en el periodo T el resultado anormal y la "otra información", los resultados anormales esperados se obtienen a partir de las ecuaciones de dicho sistema. Sin embargo, para poder aplicar el LIM necesitamos estimar los parámetros del mismo, de manera que la estimación de la expresión (50) nos muestra cuál ha sido la persistencia histórica del resultado anormal de las empresas. Esta persistencia nos indicará que basándonos únicamente en la información contenida en la serie histórica de resultados anormales, esperamos que el resultado anormal del próximo periodo sea $\hat{\omega}_{10} + \hat{\omega}_{11}x_{t,j}^a$.

Ahora bien, puede existir en el mercado información adicional a la serie histórica de resultados anormales. Si consideramos que el consenso de los analistas de la predicción del resultado para el próximo periodo ($f_{t,j}^{t+1}$) recoge toda la información disponible en el mercado, entonces $E_t[x_{t+1}^a] = f_{t,j}^{t+1} - r_{t,j} \cdot bv_{t,j}$. Así, tomando esperanzas en la primera ecuación del LIM (49) y despejando v_{1t} , medimos la "otra información" como la diferencia entre estas expectativas totales y las expectativas resultantes únicamente de la información contenida en la serie histórica de resultados anormales:

$$v_{1t,j} = \underbrace{\left(f_{t,j}^{t+1} - r_{t,j} b v_{t,j} \right)}_{\text{Expectativas totales del resultado anormal del próximo periodo}} - \underbrace{\left(\hat{\omega}_{10} + \hat{\omega}_{11} x_{t,j}^a \right)}_{\text{Expectativas contenidas en la serie historica de resultados anormales}}$$

Por otra parte, para corregir el efecto escala, tal y como hemos expuesto anteriormente, deflactamos las variables, siendo la regresión a estimar:

$$\frac{x_{j,t}^a}{b v_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{b v_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t-1}^a}{b v_{j,t-1}} + e'_{1j,t} \quad (51)$$

El LIM subyacente en esta regresión (51), que nos indica como evolucionará la información en el futuro, es el siguiente:

$$\begin{aligned} \frac{x_{j,t+1}^a}{b v_{j,t}} &= \omega_{10} \frac{1}{b v_{j,t}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t}^a}{b v_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{b v_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1} \\ \frac{v_{j,t+1}}{b v_{j,t}} &= \gamma_{10} \frac{1}{b v_{j,t}} + \gamma_{11} \frac{v_{j,t}}{b v_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1} \end{aligned}$$

El deflactor no llega a formar parte de estas expectativas futuras de la información, ya que aparece en el denominador de ambos lados del sistema de ecuaciones. Se obtienen los mismos resultados que el LIM de las variables sin deflactor, sistema de ecuaciones (49). Es decir, a partir de los coeficientes obtenidos en las regresiones con datos históricos deflactados podemos llegar a las mismas expresiones del LIM sin deflactor, multiplicando ambos lados de las ecuaciones por el deflactor utilizado.

Igualmente, el cálculo de la "otra información" podemos realizarlo en términos relativos, esto es, $\frac{v_{j,t}}{b v_{j,t}} = \frac{f_{j,t}^{a,t+1}}{b v_{j,t}} - \hat{\omega}_{10} \frac{1}{b v_{j,t}} - \hat{\omega}_{11} \frac{x_{j,t}^a}{b v_{j,t}}$, o en términos absolutos como $v_{j,t} = f_{j,t}^{a,t+1} - \hat{\omega}_{10} - \hat{\omega}_{11} x_{j,t}^a$, donde en ambos casos $\hat{\omega}_{10}$ y $\hat{\omega}_{11}$ son los valores estimados en la regresión de la ecuación (51). Por tanto, salvo en las regresiones, en las que son imprescindibles la utilización de datos deflactados para intentar reducir los inconvenientes del efecto escala, utilizamos a partir de ahora las expresiones del LIM en términos absolutos en lugar de deflactados simplemente por comodidad a la hora de facilitar la exposición de las distintas ecuaciones.

Aunque en este apartado pretendemos analizar la validez del LIM, no debemos olvidar que el objetivo último de los distintos modelos considerados en el tercer capítulo de la tesis es calcular valores intrínsecos, y para ello necesitamos estimar los parámetros de persistencia del LIM en distintos momentos del tiempo. En la presente tesis estos parámetros van a ser estimados a partir del cierre del año 1993, ya que, como hemos explicado anteriormente, hasta esta fecha no podemos estimar todos los parámetros del LIM.

Para calcular los valores de las empresas en un momento T, necesitamos estimar los parámetros con los datos exclusivamente disponibles en esa fecha, y en ningún caso incorporando datos procedentes de los años posteriores, ya que aun no eran conocidos en tal fecha. De esta forma, en lugar de realizar una única estimación de los coeficientes de la regresión (51) con información de todo el periodo muestral, 1991-1999, tendremos que realizar 8 regresiones en las que los datos utilizados irán desde el inicio del periodo muestral hasta los años 1992 a 1999. Esto es, los factores del LIM estarán calculados mediante los datos de los periodos 1991-1992, 1991-1993, ..., 1991-1999. Asimismo, las 8 estimaciones de los parámetros de la regresión (51) son necesarias para calcular la variable "otra información" en cada uno de los años del periodo 1992-1999.

Como hemos revisado en los fundamentos teóricos, el modelo de Ohlson [1995] sugiere que las rentas procedentes de un estado de monopolio podrían subsistir durante algún tiempo, pero que finalmente la competencia llegaría a anular estos resultados anormales. De este modo, el resultado anormal debe presentar un proceso de reversión a la media, representada por su coste de capital, de manera que, en el largo plazo, deben ser cero. Así pues, la primera hipótesis alternativa a contrastar es:

H1: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11} , está comprendido entre sus valores teóricos de 0 y 1, es decir, el resultado anormal sigue un proceso de reversión a la media.

Esta hipótesis se contrastará a través de la significatividad del coeficiente ω_{11} de la regresión (51), y a través de contrastes sobre si su valor es cero o uno ($\omega_{11}=0$ o $\omega_{11}=1$).

Una vez se ha contrastado empíricamente la validez de la primera ecuación del LIM de Ohlson [1995], y una vez estimados los parámetros de esta ecuación podremos calcular la variable "otra información" basada en la predicción de los analistas financieros. Como acabamos de ver, esta variable "otra información" se calcula mediante la adaptación a nuestro estudio de la expresión (36) que vimos en el tercer capítulo de la tesis:

$$v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^a \quad (52)$$

donde:

$f_{j,t}^{t+1}$: predicción de los analistas del resultado del periodo (t,t+1) de la empresa j
 $r_{j,t}$: coste de capital de la empresa j para el periodo t,
 $\hat{\omega}_{10,t}$ y $\hat{\omega}_{11,t}$: constante y factor de persistencia del resultado anormal estimados mediante la regresión (51) con datos del periodo 1991 hasta el cierre del año t.
 $x_{j,t}^a$: resultado anormal del periodo (t-1, t)
 t=1992-1999

Es necesario recalcar, una vez más, que la variable "otra información" depende del valor del parámetro de persistencia del resultado anormal y se calcula en el periodo 1992-1999, ya que hasta 1992 no disponemos de la primera estimación de dicho parámetro. Por ello, en cada uno de los 8 años, se utilizan las estimaciones de ω_{10} y ω_{11} de cada una de las 8 regresiones de la ecuación (51), estimadas con datos exclusivamente de ejercicios anteriores. Así se consigue que todas las variables estén calculadas exclusivamente con datos conocidos en cada uno de los 8 años comprendidos en el periodo 1992-1999.

Una vez calculada esta variable "otra información" basada en la predicción de beneficios de los analistas, podemos proceder a evaluar empíricamente el comportamiento histórico de la misma a través de la regresión:

$$v_{1t} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t-1} + e_{3t}$$

donde:

v_{1t} : variable "otra información", calculada a partir de la expresión (52),
 γ_1 : factor de persistencia de la "otra información"
 γ_{10} : intercepción que recoge el efecto medio de variable omitida en la regresión.

Para reducir los problemas del efecto escala en las estimaciones de variables absolutas, la expresión en términos deflactados, que conserva la estructura original del LIM, es:

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_1 \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3t} \quad (53)$$

Así pues, será ésta la regresión empleada para estimar γ_{10} y γ_1 . Debemos señalar que hasta 1993 no podremos estimar los parámetros de esta ecuación debido a que, como hemos indicado antes, necesitamos dos años consecutivos de la variable "otra información" y hasta 1992 no podemos empezar a calcularla. Por ello, se realizan 7 regresiones con todos los datos disponibles desde 1992 hasta los cierres de los años 1993 a 1999 con el objeto de utilizar exclusivamente la información disponible sobre v_{1t} en cada momento. Así, la hipótesis alternativa a contrastar en este apartado es la siguiente:

H2: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Una vez se ha comprobado la especificación empírica del LIM de Ohlson [1995], pasamos a comprobar la validez de la estructura temporal de un retardo del resultado anormal impuesto en el mismo. En la literatura previa existen diversos ejemplos que nos pueden hacer pensar que retardos superiores a uno de las variables contables son importantes (véase, por ejemplo, Bar-Yosef, Callen y Livnat [1996] y Morel [1999]). Para ello, utilizando los datos de todo el periodo 1991-1999, y deflactando todas las variables, se trata de verificar la importancia de la información de años previos. A tal efecto se estima la siguiente regresión en la que se consideran hasta cuatro retardos temporales:

$$\frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \beta_1 \frac{x_{j,t-1}^a}{bv_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{x_{j,t-2}^a}{bv_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{x_{j,t-3}^a}{bv_{j,t-1}} + \beta_4 \frac{x_{j,t-4}^a}{bv_{j,t-1}} + e'_{t+1} \quad (54)$$

La siguiente hipótesis contrastada es:

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

Una vez analizada la validez del LIM de Ohlson [1995] el siguiente paso nos lleva a incorporar el conservadurismo contable y contrastar la validez del LIM de Feltham y Ohlson [1995].

4.1.3.2. LIM de Feltham y Ohlson [1995]

Una vez analizado el LIM de Ohlson [1995] es interesante considerar un modelo más completo, por lo que pasamos a contrastar el LIM de Feltham y Ohlson [1995] con el objeto de verificar si el modelo recoge adecuadamente la existencia de una contabilidad conservadora. El LIM, que tiene en cuenta todas las implicaciones de Feltham y Ohlson [1995] y que está ajustado por la inclusión de interceptos en las regresiones es el considerado en el modelo 10 [M10] del tercer capítulo de la tesis:

$$\begin{aligned}
 x_{t+1}^a &= \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}bv_t + v_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \\
 bv_{t+1} &= \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \\
 v_{1t+1} &= \gamma_{10} + \gamma_{11}v_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \\
 v_{2t+1} &= \gamma_{20} + \gamma_{21}v_{2t} + \varepsilon_{4t+1}
 \end{aligned} \tag{55}$$

Debemos indicar nuevamente que las ecuaciones del LIM que hacen referencia al resultado anormal y patrimonio contable se estimarán 8 veces en el periodo 1992-1999, mediante la inclusión en las regresiones de toda la información disponible desde 1991 hasta cada uno de dichos años. Sin embargo, la "otra información" necesita la estimación de los parámetros de estas dos ecuaciones, por lo que empezarán a estimarse un año después, siendo 7 las regresiones realizadas. Igualmente, las regresiones utilizarán datos deflactados para reducir los inconvenientes del efecto escala, pero preservan la estructura original del LIM de manera que el deflactor no llega a formar parte del mismo y podemos utilizar las expresiones calculadas en el capítulo tercero de esta tesis.

En primer lugar, procedemos a estimar los parámetros de la primera de las ecuaciones del LIM con objeto de analizar la persistencia del resultado anormal y la influencia del conservadurismo contable:

$$\frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t-1}^a}{bv_{j,t-1}} + \omega_{12} \frac{bv_{j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{1j,t+1} \tag{56}$$

donde:

$x_{j,t}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1,t)

bv_t : Patrimonio contable de la empresa j en el momento t

ω_{11} : Factor de persistencia del resultado anormal

ω_{12} : Factor de conservadurismo del patrimonio contable

Esta regresión con datos históricos es la adaptación empírica de la primera de las ecuaciones del LIM de Feltham y Ohlson [1995], en la que se incluye un intercepto y el patrimonio contable es una variable relevante a la hora de predecir los resultados anormales debido a la existencia de una contabilidad conservadora que infravalora el valor contable de los activos operativos. El uso de variables deflactadas provoca que el intercepto de esta regresión sea precisamente el parámetro de conservadurismo contable. Este intercepto ω_{12} debe ser positivo si realmente se cumplen las predicciones de Feltham y Ohlson [1995]. Aunque las fuerzas competitivas provocarían que el resultado anormal sea cero en el largo plazo ($0 < \omega_{11} < 1$), una empresa puede obtener resultados anormales positivos a largo plazo debido a una contabilidad que sistemáticamente infravalora el valor de sus activos ($\omega_{12} > 0$). Así, ω_{12} nos estaría indicando la parte de la ROE anormal que es debida al conservadurismo de los activos³⁵.

Siguiendo los supuestos teóricos del modelo de Feltham y Ohlson [1995], las hipótesis alternativas se formulan en los siguientes términos:

H4: El parámetro de persistencia del resultado anormal, ω_{11} , está comprendido entre sus valores extremos de 0 y 1.

H5: El parámetro de conservadurismo, esto es, el coeficiente ω_{12} , es significativo y presenta un valor positivo.

A su vez, la estimación de los parámetros de la primera ecuación del LIM nos permite calcular la variable "otra información" basada en la predicción de los analistas financieros a través de la adaptación de la expresión (43):

³⁵ Recordemos que la variable dependiente de la regresión (56) es la ROE anormal, esto es, la diferencia entre la ROE y el coste de capital: $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}} = \frac{x_t - rbv_{t-1}}{bv_{t-1}} = ROE - r = ROE^a$.

$$v_{1j,t} = f_{j,t}^{t+1} - r_{j,t}bv_{j,t} - \hat{\omega}_{10,t} - \hat{\omega}_{11,t}x_{j,t}^a - \hat{\omega}_{12,t}bv_{j,t} \quad (57)$$

donde:

$f_{j,t}^{t+1}$: predicción de analistas del resultado del periodo (t, t+1) de la empresa j

$r_{j,t}$: coste de capital de la empresa j en el momento t,

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el año t,

$\omega_{10,t}$, $\omega_{11,t}$ y $\omega_{12,t}$: constante, factor de persistencia del resultado anormal y factor de conservadurismo contable, calculados mediante la regresión (56) con datos desde el periodo 1991 hasta el cierre del año t.

$x_{j,t}^a$: resultado anormal de la empresa j en el periodo (t-1, t)

t=1992-1999

Tras calcular esta variable "otra información" basada en la predicción de beneficios de los analistas, podemos proceder a evaluar empíricamente el comportamiento de la misma a través de la siguiente regresión basada en la tercera ecuación del LIM (55):

$$\frac{v_{1j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_{11} \frac{v_{1j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{3j,t}$$

donde:

v_{1t} : variable "otra información", calculada a partir de la expresión (57)

γ_{11} : factor de persistencia de la "otra información"

La hipótesis alternativa a contrastar es:

H6: El parámetro de la persistencia de la "otra información" útil para la predicción del resultado anormal futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

Por último, el LIM de Feltham y Ohlson [1995] está compuesto por dos ecuaciones adicionales. Dado que el patrimonio contable es una variable necesaria para la predicción del resultado anormal futuro debido al conservadurismo contable, su evolución futura es necesaria para poder obtener las funciones de valoración en el modelo de Feltham y Ohlson [1995]. Por ello, necesitaríamos estimar el parámetro de crecimiento del patrimonio contable a través de la siguiente regresión basada en la segunda ecuación del LIM (55):

$$bv_{j,t} = \omega_{20} + \omega_{22}bv_{j,t-1} + e_{2j,t}$$

donde:

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el momento t

ω_{22} : parámetro de crecimiento del patrimonio contable

Sin embargo esta estimación presenta grandes inconvenientes. Por un lado, los supuestos del modelo de Feltham y Ohlson [1995] esperan un valor de ω_{22} ligeramente superior a uno ($1 < \omega_{22} < 1+r$). El límite inferior viene impuesto por el supuesto de empresa en funcionamiento, mientras que el límite superior es necesario por razones de convergencia a la hora de calcular el valor de la empresa. Es de esperar que el patrimonio contable presente un comportamiento creciente en el periodo analizado, de manera que la serie temporal de esta variable contable puede no seguir un proceso estacionario. Si esto fuera así, nos encontraríamos ante un proceso autoregresivo de parámetro superior a uno.

Por otro lado, en nuestra opinión existe un problema adicional no contemplado hasta ahora en la literatura: un valor relativamente grande de ω_{22} tiene una gran influencia en el cálculo de los valores intrínsecos. Si uno más el coste de capital de la empresa fuera inferior al crecimiento estimado mediante el parámetro ω_{22} , algo que es muy posible que se observe en muchas empresas en los últimos años de los 90 debido a los bajos tipos de interés existentes, entonces el valor de estas empresas sería infinito, es decir, el patrimonio contable crecería por encima de la tasa de descuento o coste de capital de manera indefinida. Dado que los resultados anormales dependen del patrimonio contable la serie de valores actualizados sería divergente³⁶. Igualmente, si ω_{22} fuera inferior a $(1+r)$ pero no muy alejado de él, algo que se cumple con toda probabilidad en los últimos años de los 90, los valores de las empresas serían muy grandes. La razón es similar a lo antes expuesto: el patrimonio contable crecería a una tasa muy similar a la tasa de descuento, por lo que el valor actual de la serie infinita de resultados anormales sería muy grande³⁷.

³⁶ En los apéndices XI y XII se calculan las funciones de valoración de los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]. Allí puede observarse que la condición indispensable para que el valor actual de la serie infinita de resultados anormales futuros sea convergente es que $\omega_{22} < 1+r$.

³⁷ La consideración del conservadurismo en el modelo de Feltham y Ohlson [1995] hace que aparezca en el denominador del coeficiente del patrimonio contable y de la segunda de las variables de la "otra información" la expresión: $(1+r-\omega_{22})$. Si ω_{22} es muy cercano a $(1+r)$ el valor de esta expresión será muy pequeña y el coeficiente muy grande. Este problema no sucede

Los trabajos previos han optado por diversas alternativas en la estimación de este crecimiento. Así, Myers [1999] estima este parámetro mediante la mediana del ratio $\frac{bv_{t+1}}{bv_t}$ y Choi, O'Hanlon y Pope [2001] igualan dicho crecimiento a distintos valores fijos, tomando concretamente unos crecimientos del 0%, 2%, 4% y 6%. Los resultados de este último estudio concluyen que los resultados son muy sensibles a la tasa de crecimiento esperada seleccionada. Así, los errores de valoración calculados como (Valor Intrínseco - Precio) son positivos y aumentan considerablemente con la tasa de crecimiento, a pesar de que la mayor tasa de crecimiento elegida es del 6% y el menor coste de capital utilizado del 10%, es decir, una diferencia entre $1+r$ y ω_{22} del 4%. La tabla 4.2 resume algunos de estos errores de valoración detectados en este trabajo.

Puede observarse como para mayores tasas de crecimiento los errores son cada vez más grandes, llegando a ser el valor intrínseco, como media, un 142,29% mayor que el precio de mercado. Recordemos que la literatura previa que utiliza el modelo de Ohlson [1995] o el modelo del resultado residual con dinámicas no lineales de la información sistemáticamente calculaba valores intrínsecos inferiores a los precios de mercado (vease por ejemplo Dechow, Hutton y Sloan [1999] o Myers [1999]), por lo que en nuestra opinión los resultados obtenidos por Choi, O'Hanlon y Pope [2001] nos sugieren que debemos tener especial cuidado en determinar la tasa de crecimiento.

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

Los errores de valoración se calculan como la media para cada empresa y año de la variable:

$$\frac{\text{Valor Intrínseco}_{j,t} - \text{Precio de Mercado}_{j,t}}{\text{Precio de Mercado}_{j,t}}$$

Errores medios	$\omega_{22}=1,00$	$\omega_{22}=1,02$	$\omega_{22}=1,04$	$\omega_{22}=1,06$
$r = 0,10$	0,479	0,637	0,901	1,429
$r = 0,12$	0,197	0,272	0,384	0,571
$r = 0,14$	0,002	0,034	0,080	0,148

Fuente: Elaboración propia a partir de Choi, O'Hanlon y Pope [2001]

con la persistencia del resultado anormal en la expresión $(1+r-\omega_{11})$, ya que para la convergencia del valor de la empresa se exige que $\omega_{11}<(1+r)$, pero el modelo supone una restricción mayor a ésta, es decir, el modelo supone que $\omega_{11}<1$.

Para ello, vamos a basarnos en una sugerencia de Ohlson [1998] (versión *working paper* de Ohlson [2001]), y en el significado económico del parámetro de crecimiento del patrimonio contable, ω_{22} . Ohlson [1998, nota final 9] afirma que se podría estimar un coeficiente de crecimiento y aplicarlo al valor del patrimonio contable para obtener $E[bv_{t+1}]$, o se podría utilizar una medida como la tasa de crecimiento a largo plazo de la economía. En nuestra opinión, esta última idea, a pesar de ser sólo un comentario en una nota a pie de página es muy razonable. En un trabajo como este, que utiliza una metodología en corte transversal, el parámetro ω_{22} informa del crecimiento sostenido de todas las empresas que forman parte de la economía, ya que se utiliza el mismo parámetro para todas las empresas dentro de un mismo año. Dado que el LIM hace referencia a la evolución de los datos contables y financieros en un horizonte infinito, consideramos que este parámetro no podría ser otro que el crecimiento a largo plazo de la economía española.

Así, para cada año del periodo 1992-1999 estimamos en 8 ocasiones el crecimiento esperado a largo plazo de la economía española mediante la media histórica del crecimiento en el Producto Interior Bruto (PIB) desde el año 1986 hasta el año t . La razón por la que se escoge el año 1986 como año inicial para estimar el crecimiento histórico se debe a que éste fue el año en el que España entró a formar parte de la Comunidad Económica Europea, que más tarde dio lugar a la Unión Europea, siendo éste el entorno económico en el que se ha desenvuelto en la década de los 90. Creemos que este valor del crecimiento medio histórico del PIB es un valor indicativo, aunque muy ajustado a la realidad, de la tasa de crecimiento sostenido de las empresas de la muestra. Así, si la economía está en recesión esta tasa será más pequeña, en concordancia con el sentimiento de incertidumbre que puede existir en los inversores en ese momento. Por el contrario, en épocas de crecimiento este valor medio crecerá, al igual que el optimismo general de los inversores. A su vez, su valor no va a ser lo suficientemente grande como para que se observen los problemas anteriormente citados. En cuanto al intercepto ω_{20} su inclusión se debía a razones econométricas, por ello, al no estimar la ecuación (59), tomará un valor $\omega_{20}=0$. La hipótesis a contrastar a este respecto no es otra que:

H7: El parámetro de crecimiento del patrimonio contable está comprendido entre sus valores teóricos de $[1, 1+r]$

Por otro lado, en las predicciones del patrimonio contable influye también la segunda de las variables que representan a la "otra información". Esta variable va permitir diferenciar los crecimientos de las distintas empresas dentro de un mismo año. Es decir, el parámetro ω_{22} nos informa del crecimiento de la economía española, por lo que el patrimonio contable esperado para el próximo periodo de una empresa cualquiera debería ser $\omega_{22} \cdot bv_t$. Ahora bien, la segunda variable de la "otra información" permite distinguir la existencia de diferentes ritmos de crecimiento entre las distintas empresas, ya que, como indica la segunda ecuación del LIM (55), $bv_{t+1} = \omega_{20} + \omega_{22}bv_t + v_{2t} + \varepsilon_{2t+1}$.

Así, tal y como vimos en el tercer capítulo, la "otra información" relevante para predecir el patrimonio contable de los próximos periodos la calculamos mediante la adaptación a nuestro estudio de la expresión (45):

$$v_{2j,t} = bv_{j,t}^{t+1} - \hat{\omega}_{20,t} - \hat{\omega}_{22,t}bv_{j,t} \quad (60)$$

donde:

bv_t^{t+1} : predicción del patrimonio contable de la empresa j para el próximo periodo, realizada sobre la base de la relación del excedente limpio, la predicción del resultado por parte de los analistas, y las expectativas de pago de dividendos para el próximo periodo, es decir, a partir de la expresión (44):

$$E_t [bv_{j,t+1}] = bv_{j,t}^{t+1} = bv_{j,t} + f_{j,t}^{t+1} - (1 + g_t)d_{j,t}$$

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el año t

$\omega_{20,t}$: al no estimar ninguna ecuación no se incluye este intercepto, $\omega_{20,t}=0$.

$\omega_{22,t}$: media del crecimiento del PIB español en el periodo [1986, t]

t = 1992-1999

Queda otra cuestión por resolver, pues necesitamos las expectativas de pago de dividendos en el próximo $((1 + g_t)d_t)$. El problema que nos encontramos en la estimación del crecimiento en el pago de dividendos es análogo al que explicamos anteriormente con el crecimiento del patrimonio contable. Por ello, el procedimiento que seguimos para obtener un valor de estas expectativas es el considerar que las empresas que no han pagado dividendos en el periodo t, tampoco van a pagar dividendos en el momento t+1, esto es, $E_t [d_{t+1}] = 0$. Por otro lado, para las empresas que sí han pagado dividendos en el periodo t, tomamos un crecimiento esperado en los mismos igual a la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todas los casos

de la muestra que pagan dividendos. Esta mediana se calculará con todos los datos disponibles hasta el momento t . Así, $(1 + g_t) = \text{mediana} \left(\frac{d_t}{d_{t-1}} \right)$.

Como se ha indicado en el capítulo tercero, hasta donde llega nuestro conocimiento la literatura empírica no ha tenido en cuenta hasta el momento la "otra información" útil para determinar el crecimiento futuro del patrimonio contable, y por tanto no ha tenido en cuenta todas las implicaciones del modelo de Feltham y Ohlson [1995]. A su vez, consideramos que su inclusión en la metodología aquí aplicada es imprescindible para la predicción del patrimonio contable: en un primer paso, el patrimonio contable debería crecer de manera sistemática a una tasa igual al crecimiento a largo plazo de la economía española; en un segundo paso, la segunda variable de la "otra información" nos permite ajustar el crecimiento concreto de cada empresa según la información existente sobre ella.

Una vez calculada la variable "otra información" útil para predecir el patrimonio contable del próximo periodo, podemos estimar su parámetro de persistencia en cada año del periodo 1993 a 1999 a través de las regresiones de la siguiente ecuación, basada en la cuarta ecuación del LIM (55):

$$\frac{v_{2j,t}}{bv_{j,t-1}} = \gamma_{20} \frac{1}{bv_{j,t-1}} + \gamma_2 \frac{v_{2j,t-1}}{bv_{j,t-1}} + e'_{4j,t} \quad (61)$$

donde:

$v_{2j,t}$: "otra información" relevante para predecir el patrimonio contable del próximo periodo para la empresa j , calculada a través de la expresión (60) desde el año 1992.

γ_2 : factor de persistencia de esta segunda variable que representa la "otra información".

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t .

La estimación de esta ecuación nos permitirá contrastar la siguiente hipótesis alternativa:

H8: El parámetro de persistencia de la "otra información" útil para predecir el patrimonio contable futuro es significativo, y está comprendido entre sus valores teóricos extremos de 0 y 1.

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

A) Predicciones a corto plazo

Un paso más en el contraste de la validez del LIM de los modelos de Feltham-Ohlson, nos lleva a evaluar si, efectivamente, los distintos modelos basados en los trabajos de estos autores predicen de manera adecuada los resultados anormales futuros.

La comparación de modelos se ha llevado a cabo en la literatura previa de acuerdo a las recomendaciones de la estadística; esto es, comparando medidas como el error medio de predicción, el error absoluto y el error cuadrático medio. Como ejemplos recientes, podemos mencionar los trabajos de Dechow, Hutton y Sloan [1999], Reverte [2000], y Darrat y Zhong [2000].

Por ello, en primer lugar, desde 1993 a 1998 calculamos la predicción del resultado anormal para el siguiente periodo de cada uno de los diez modelos descritos en el capítulo tercero. Es decir, calculamos la $E_t [x_{t+1}^a]$, tomando $\tau=1$ en las expresiones de las funciones de expectativas obtenidas en dicho capítulo. Esta predicción realizada por cada modelo la comparamos con el resultado anormal realmente observado en los años 1994 a 1999, con el propósito de analizar su sesgo y precisión.

Los modelos considerados en el mencionado tercer capítulo de esta tesis representan tanto casos particulares de Feltham-Ohlson en los que los valores de los parámetros toman sus valores extremos, como casos en los que se consideran valores intermedios de estos parámetros. En este último supuesto, para poder hallar la predicción del resultado anormal necesitamos dar un valor a los parámetros $\omega_{11}, \omega_{12}, \omega_{22}, \gamma_1, \gamma_2$, y a los interceptos $\omega_{10}, \omega_{20}, \gamma_{10}, \gamma_{20}$.

Los modelos 1, 2, 4, 5 y 6 no necesitan ninguna estimación para la predicción de resultados, puesto que los parámetros ω_{11}, γ_1 toman sus valores extremos. Para los modelos 3 y 7, basados en Ohlson [1995], ω_{10} y ω_{11} serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51), mientras que γ_{10} y γ_1 serán los coeficientes estimados en la regresión (53).

En los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], ω_{10} , ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22} , γ_{10} y γ_{11} , y γ_{20} y γ_{22} serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente. En el apéndice XX puede verse un resumen de las expresiones utilizadas para cada modelo utilizado en esta tesis.

Tras calcular las predicciones a un año para cada empresa y año, con el fin de calcular los estadísticos que indican el sesgo y la precisión de las predicciones realizadas con cada uno de los modelos, hemos considerado utilizar alguna de las siguientes medidas:

- Como medida del sesgo se utiliza el error porcentual medio de predicción, calculado a partir de la siguiente expresión:

$$MPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1998} \sum_{j=1}^{n_t} \frac{E_t [x_{t+1,j}^a] - x_{t+1,j}^a}{bv_{t+1,j}}$$

Y siguiendo a Green [2000, p. 310], como medidas de la precisión o exactitud de la predicción se pueden utilizar las siguientes:

- Error porcentual absoluto medio

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1998} \sum_{j=1}^{n_t} \left| \frac{E_t [x_{t+1,j}^a] - x_{t+1,j}^a}{bv_{t+1,j}} \right|$$

- Raíz del error cuadrático medio:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1998} \sum_{j=1}^{n_t} (E_t [x_{j,t+1}^a] - x_{j,t+1}^a)^2}$$

- U de Theil:

$$\text{Theil's U} = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1998} \sum_{j=1}^{n_t} (E_t [x_{t+1,j}^a] - x_{t+1,j}^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1998} \sum_{j=1}^{n_t} (bv_{t+1,j})^2}}$$

donde:

n_t : número de errores de predicción calculados en cada uno de los años t , dentro del periodo 1993-1998. Puesto que la muestra definitiva está compuesta por 121 empresas, este es el número máximo de casos por año.

$N = \sum_{t=1993}^{1998} n_t$: número de errores de predicción totales calculados en el periodo 1993-1998.

$E_t [x_{j,t+1}^a]$: predicción del resultado anormal de la empresa j para el próximo periodo a partir de los modelos de Feltham-Ohlson. Estas predicciones se realizan en cada año del periodo 1993-1998.

$x_{j,t+1}^a$: resultado anormal real de la empresa j observado en el periodo siguiente al momento de realizar la predicción, esto es, 1994-1999.

$bv_{t+1,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo $t+1$.

El uso de los errores en términos porcentuales en las distintas medidas de los errores de predicción evita los problemas derivados de la distinta escala de los datos de corte transversal. La elección del patrimonio contable como variable en el denominador de las expresiones en lugar del propio resultado anormal se debe a que numerosas empresas presentan resultados anormales negativos o próximos a cero. Mientras que en el primer caso, el signo negativo cambiaría el significado del error de predicción por el cambio de signo del error, los resultados anormales cercanos a cero provocan valores elevados del error de predicción en términos relativos. Por ello, en nuestra opinión la variable idónea a utilizar para considerar los errores en términos relativos en lugar de absolutos vuelve a ser el patrimonio contable, que es el deflactor utilizado en las regresiones del LIM y que presenta un valor positivo para todas las empresas de la muestra.

La medida del error porcentual medio (MPE) nos dice si, en promedio, las predicciones de las diferentes medidas son insesgadas, esto es, si los errores son aproximadamente cero. Sin embargo no es una medida correcta para verificar la precisión de las predicciones, ya que aunque se obtenga un valor cercano a cero, puede deberse a errores de predicciones muy grandes negativos y positivos que, en promedio, se compensan.

Por ello, las medidas indicativas de la precisión son el error porcentual absoluto medio y el error cuadrático medio. La diferencia entre ambas radica en que el error cuadrático medio penaliza los errores de predicción grandes, ya que dichos errores están elevados al cuadrado. Sin embargo, el hecho de utilizar errores porcentuales en el error absoluto medio permite que el estadístico sea invariante con la escala de la variable utilizada. De esta forma, se le da la misma importancia a los errores de las empresas con resultados anormales grandes y pequeños. Por último, otra medida de la exactitud de las predicciones es el estadístico de la U de Theil, que también mitiga los posibles problemas de la escala al considerar en el denominador una magnitud representativa del tamaño de la variable a evaluar. No obstante, este estadístico también da mayor importancia a los errores de las empresas grandes, por lo que optamos por las dos primeras medidas, el Error Medio de Predicción (MPE) y el Error Medio Absoluto de Predicción (MAPE). Debemos señalar que valores altos de estos estadísticos indican predicciones malas, mientras que valores cercanos a cero representan buenas predicciones.

La tabla 4.3 indica cómo se calcula la predicción del resultado anormal para el próximo periodo según los diferentes modelos considerados en el capítulo tercero de la tesis. Los modelos 1 y 2 se basan en Ohlson [1995] y consideran los dos casos extremos en los que los resultados anormales son transitorios o persisten de manera indefinida, respectivamente, mientras que el modelo 3 representa el caso intermedio de estos dos extremos. Los modelos 4 a 7 tienen en cuenta la "otra información" basada en la predicción de resultados de los analistas, por lo que, como ya se demostró en el capítulo tercero, el resultado anormal esperado para el próximo periodo siempre estará basado en dicha predicción, independientemente de que se espere mayor o menor persistencia de los resultados anormales y de la "otra información" más allá del próximo periodo. Por último los modelos 8, 9 y 10 incorporan el conservadurismo contable de Feltham y Ohlson [1995] y tienen en cuenta ninguna, una o las dos variables de la "otra información", respectivamente. Mientras el primero de éstos representa el caso intermedio entre los casos de resultados anormales permanentes y transitorios, los dos últimos tienen en cuenta la "otra información", por lo que el valor esperado del resultado anormal para el próximo periodo no será otro que el basado en las predicciones de los analistas.

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

$E_t[x_{t+1,j}^a]$: Predicción del resultado anormal del próximo periodo para la empresa j , calculada mediante las funciones de expectativas de cada uno de los modelos que se vieron en el capítulo tercero de la presente tesis y que aparecen resumidas en el apéndice XX; $x_{t,j}^a$: Resultado anormal de la empresa j en el periodo $(t-1,t)$; $f_{t,j}^{a,t+1}$: Predicción del resultado anormal de la empresa j para el periodo $(t, t+1)$ basada en las predicciones de resultados de los analistas en el momento t ; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t ; $\hat{\omega}_{10,t}$, $\hat{\omega}_{11,t}$ y $\hat{\omega}_{12,t}$: parámetros del LIM de los modelos Feltham-Ohlson, donde en los modelos basados en Ohlson [1995] toman un valor igual a los coeficientes estimados en la regresión (51) con información desde el año 1991 al año t , mientras que en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] toman los valores de los coeficientes estimados en la regresión (56) con información desde el año 1991 al año t .

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	Característica fundamental	$E_t[x_{t+1,j}^a]$
1	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son transitorios.	0
2	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales son permanentes.	$x_{t,j}^a$
3	Se ignora la "otra información". Los resultados anormales revierten a una tasa	$\hat{\omega}_{10,t} + \hat{\omega}_{11,t}x_{t,j}^a$
4 a 7	Se considera la "otra información".	$f_{t,j}^{a,t+1}$

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Modelo	Característica fundamental	$E_t[x_{t+1,j}^a]$
8	Se ignoran las dos variables de la "otra información"	$\hat{\omega}_{10,t} + \hat{\omega}_{11,t}x_{t,j}^a + \hat{\omega}_{12,t}bv_{t,j}$
9	Se incorpora la primera de las variables de la "otra información", la que es útil para predecir el resultado anormal	$f_{t,j}^{a,t+1}$
10	Se incorporan las dos variables de la "otra información".	$f_{t,j}^{a,t+1}$

Los resultados esperados en este análisis deben corroborar la importancia de la "otra información", por lo que los modelos que basan las expectativas futuras en la predicción de los analistas deben presentar menores errores en cuanto a sesgo y exactitud de las predicciones. Si esto no fuera así, o bien habría aún alguna "otra información" que no ha sido incorporada por los analistas financieros en sus predicciones o bien la información la incorporan erróneamente en las predicciones, lo que mostraría la ineficiencia de éstos. Por

ello, modelos tan sencillos como el 1 y 2, o los basados únicamente en el contenido de la serie histórica de resultados anormales y patrimonio contable, modelos 3 y 8, no deben obtener mejores resultados que las predicciones realizadas por los analistas.

A su vez, también es de esperar que los resultados anormales no reviertan a cero de forma inmediata, tal y como propone el primero de los modelos. Así, en nuestra opinión éste debe ser el modelo que presente peores resultados en cuanto a la predicción de los resultados anormales, ya que si esto no fuera así, no sería necesario dedicar ningún esfuerzo en la predicción del resultado.

En definitiva, las principales hipótesis a verificar en este apartado en cuanto a la validez de los trabajos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995] son las siguientes:

H9: Los modelos predicen el resultado anormal del próximo periodo de forma sesgada, es decir, la media y mediana de los errores de predicción son significativamente distintas de cero.

H10: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es una variable relevante en la predicción del resultado anormal futuro, pues los modelos que la consideran realizan predicciones a un año menos sesgadas y más exactas que el resto de modelos que no la tienen en cuenta.

B) Predicciones a largo plazo

Otra manera de analizar la bondad de los modelos anteriormente planteados consiste en comparar su habilidad predictiva con una perspectiva a más largo plazo. Para ello vamos a tener en cuenta dos tipos de análisis. En primer lugar, calculamos la precisión de los modelos mediante el cómputo del error porcentual absoluto medio (MAPE). Puesto que el primer año en el que podemos empezar a predecir es 1993, y el periodo muestral de resultados anormales observados finaliza en 1999, podremos calcular las predicciones del resultado anormal a 2, 3, 4, 5, y 6 años. Estas predicciones las comparamos con el resultado anormal realmente observado en los periodos 1995, 1996, 1997, 1998 y 1999, respectivamente. Así, en el periodo 1994 podremos calcular los errores de predicción hasta un máximo de 5 años, mientras que en 1997 sólo

podremos calcular los errores de predicción a 2 años. La fórmula empleada en estos cálculos es la siguiente:

$$MAPE(t + \tau) = \frac{1}{N} \sum_{t=1993}^{1999-\tau} \sum_{j=1}^{n_t} \left| \frac{E_t [x_{t+\tau,j}^a] - x_{t+\tau,j}^a}{bv_{t+\tau,j}} \right|$$

donde:

n_t : número de errores de predicción a τ años calculados en cada uno de los años t , dentro del periodo [1993, 1999- τ]. Puesto que la muestra definitiva está compuesta por 121 empresas, este es el número máximo de casos por año.

$N = \sum_{t=1993}^{1999-\tau} n_t$: número de errores de predicción totales calculados en el periodo [1993, 1999- τ].

$E_t [x_{j,t+\tau}^a]$: predicción del resultado anormal de la empresa j para dentro de τ años, realizada a partir de los modelos de Feltham-Ohlson. Estas predicciones se realizan en cada año del periodo [1993, 1999- τ].

$x_{j,t+\tau}^a$: resultado anormal real de la empresa j observado τ periodos después del momento de realizar la predicción, esto es, [1993+ τ , 1999].

$bv_{t+\tau,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo $t+ \tau$.

La tabla 4.4 muestra la función de expectativas de cada uno de los modelos que consideramos en el capítulo 3 de esta tesis, y que también aparecen resumidas en el apéndice XX. Estas funciones son las que utilizamos para obtener las predicciones del resultado anormal a τ años.

Podemos observar que las distintas funciones dependen de los parámetros del LIM. Recordemos que en el apartado anterior estimamos el valor de estos parámetros. Así, en los modelos basados en Ohlson [1995], modelos 1 a 7, ω_{10} , ω_{11} , γ_{10} y γ_1 tomarán sus valores extremos o serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51) y (53). En cuanto a los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], modelos a 8 a 10, ω_{10} , ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22} , γ_{10} y γ_1 , y γ_{20} y γ_2 serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente.

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

PANEL A: Modelos basados en Ohlson [1995]

Modelo	$E_t [X_{t+\tau,j}^a]$	Modelo	$E_t [X_{t+\tau,j}^a]$	Modelo	$E_t [X_{t+\tau,j}^a]$
1	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = 0$	2	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = x_{t,j}^a$	3	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = \hat{\omega}_{10,t} \frac{1 - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} + \hat{\omega}_{11,t}^\tau x_{t,j}^a$
4	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] =$	5	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = f_{t,j}^{a,t+1}$	6	$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = \tau f_{t,j}^{a,t+1} - (\tau - 1)x_{t,j}^a$

Modelo 7:

$$E_t [x_{t+\tau,j}^a] = \left(\frac{1 - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\omega}_{10,t} - \frac{\hat{\omega}_{11,t} \hat{\gamma}_{1,t} (\hat{\omega}_{11,t}^{\tau-1} - \hat{\gamma}_{1,t}^{\tau-1})}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} x_{t,j}^a + \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} f_{t,j}^{a,t+1} + \left(\frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\gamma}_{1,t} - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{1 - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\gamma}_{10,t}$$

PANEL B: Modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]

Mod.	$E_t [X_{t+\tau,j}^a]$
8	$\hat{\omega}_{11,t}^\tau x_{t,j}^a + \hat{\omega}_{12,t} \frac{\hat{\omega}_{22,t}^\tau - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} b_{v,j} + \frac{1 - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} \hat{\omega}_{10,t} + \frac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} \left(\frac{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{22,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{22,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} \right) \hat{\omega}_{20,t}$
9	$-\frac{\hat{\omega}_{11,t} \hat{\gamma}_{1,t} (\hat{\omega}_{11,t}^{\tau-1} - \hat{\gamma}_{1,t}^{\tau-1})}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} x_{t,j}^a + \hat{\omega}_{12,t} \left(\frac{\hat{\omega}_{22,t}^\tau - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) b_{v,j} + \left(\frac{1 - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\omega}_{10,t} +$ $+\frac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} \left(\frac{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{22,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{22,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} \right) \hat{\omega}_{20,t} + \frac{1}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \left(\frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\gamma}_{1,t} - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{1 - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\gamma}_{10,t} + \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} f_{t,j}^{a,t+1}$
10	$-\frac{\hat{\omega}_{11,t} \hat{\gamma}_{1,t} (\hat{\omega}_{11,t}^{\tau-1} - \hat{\gamma}_{1,t}^{\tau-1})}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} x_{t,j}^a + \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} f_{t,j}^{a,t+1} + h_{14} b_{v,j} + \left(\hat{\omega}_{12,t} \frac{\hat{\omega}_{22,t}^\tau - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} - \hat{\omega}_{12,t} \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} - \hat{\omega}_{22,t} h_{14} \right) b_{v,j} +$ $+\left(\frac{1 - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t}^\tau - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\omega}_{10,t} + \left[\frac{\hat{\omega}_{12,t}}{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{11,t}} \left(\frac{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{22,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{22,t}} - \frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} \right) - h_{14} \right] \hat{\omega}_{20,t} + \frac{1}{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{1,t}} \left(\frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{1 - \hat{\omega}_{11,t}} - \frac{\hat{\gamma}_{1,t} - \hat{\gamma}_{1,t}^\tau}{1 - \hat{\gamma}_{1,t}} \right) \hat{\gamma}_{10,t} +$ $+\hat{\omega}_{12,t} \left(\frac{\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\omega}_{22,t}^\tau}{(1 - \hat{\omega}_{22,t})(\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\gamma}_{2,t})} - \frac{\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\omega}_{11,t}^\tau}{(1 - \hat{\omega}_{11,t})(\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{2,t})} \right) + \left(\frac{\hat{\gamma}_{2,t} - \hat{\gamma}_{2,t}^\tau}{(\hat{\omega}_{11,t} - \hat{\gamma}_{2,t})(\hat{\omega}_{22,t} - \hat{\gamma}_{2,t})(1 - \hat{\gamma}_{2,t})} \right) \hat{\gamma}_{20,t}$ donde $h_{14} = \omega_{12} \left(\frac{\omega_{22}^\tau}{(\omega_{22} - \omega_{11})(\omega_{22} - \gamma_2)} + \frac{\omega_{11}^\tau}{(\omega_{11} - \omega_{22})(\omega_{11} - \gamma_2)} + \frac{\gamma_2^\tau}{(\omega_{11} - \gamma_2)(\omega_{22} - \gamma_2)} \right)$

Los resultados que esperamos en este primer análisis los explicamos a continuación. Por un lado, los modelos de Feltham-Ohlson suponen que en el largo plazo los resultados anormales serán cero debido a que las fuerzas competitivas llevarán a que las empresas ganen exclusivamente el resultado considerado como normal. Si esto es así, los modelos que proponen un comportamiento transitorio de los resultados anormales, modelos 1 y 4, deben obtener mejores resultados que el resto de modelos conforme aumenta el

horizonte temporal. De forma contraria, si las empresas no son capaces de mantener de forma permanente sus resultados anormales, los modelos 2 y 6, que suponen una persistencia permanente del resultado anormal, debe obtener peores resultados que el resto de modelos conforme aumenta el horizonte de predicción. Por otro lado, si realmente es imprescindible incorporar la "otra información" en los modelos, éstos presentarán menores errores de predicción a lo largo del tiempo que otros modelos más sencillos que la ignoran. Por último, es de esperar que los modelos más completos, los basados en Feltham y Ohlson [1995] que incluyen el conservadurismo contable y hasta dos variables de la "otra información" presenten menores errores de predicción que los modelos basados en Ohlson [1995], que considera una contabilidad insesgada.

Así, las hipótesis alternativas a verificar son las siguientes:

H11: Los modelos que toman un valor $\omega_{11}=0$ presentan grandes errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen mejor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media. Sin embargo, los modelos que toman un valor $\omega_{11}=1$ presentan pequeños errores de predicción en horizontes cortos, pero predicen peor que el resto de modelos el resultado anormal en horizontes largos, ya que este último presenta un proceso de reversión a la media.

H12: Los modelos que incluyen las variables de la "otra información" predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos que no la incluyen.

H13: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995] predicen los resultados anormales a largo plazo mejor que los modelos basados en Ohlson [1995].

Con el objetivo de obtener una mejor visión de la persistencia de los resultados anormales, podemos llevar a cabo un segundo análisis. En este sentido, formamos cuartiles en cada año del periodo 1993-1998 basándonos en la magnitud del resultado anormal de las empresas en términos relativos, esto

es, del ROE anormal: $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}}$. La primera cartera está formada por las empresas

con menor ROE anormal, mientras que la cuarta está formada por los ROEs anormales mayores.

A continuación, para cada una de las carteras se calcula la media del resultado anormal observado en los siguientes periodos como el promedio de los ROEs anormales de las empresas que componen la cartera. Dado que el periodo muestral acaba en 1999, para la cartera formada en 1993 podremos observar los resultados anormales hasta 1999, es decir, hasta un máximo de 6 años, mientras que para las carteras formadas en 1998 sólo podremos observar el resultado anormal del siguiente periodo.

Si, como suponen los modelos de Feltham-Ohlson, los resultados anormales revierten a la media en el tiempo, la ROE anormal de las carteras 1 y 4 deben revertir al ROE anormal promedio de todas las empresas de la muestra. Esto es, conforme aumentamos el horizonte temporal, la ROE anormal de la cartera 1 debe ir aumentando hasta el ROE anormal promedio de toda la muestra, mientras que el ROE anormal de la cartera 4 debe disminuir hacia ese mismo ROE anormal promedio. De esta forma, en el largo plazo, debe desaparecer el diferencial entre la ROE anormal de las carteras 1 y 4 que se observa en el momento de la formación de las mismas. El contraste a realizar en este sentido es el de igualdad de medias de las series de resultados anormales observados a τ años de las carteras 1 y 4. Si bien a corto plazo es de esperar que el ROE anormal medio de la cartera 4 sea superior al de la cartera 1, en el largo plazo no deberían encontrarse dicha superioridad. La hipótesis alternativa a estudiar es la siguiente:

H14: La media de la serie de resultados anormales observados en el periodo $t+\tau$ de una cartera formada en el periodo t por las empresas con mayores ROEs anormales es igual a la de una cartera formada en el periodo t por las empresas con menores ROEs anormales.

Por último, con objeto de confirmar los resultados obtenidos en este apartado, comparamos la evolución real del ROE anormal a τ años de las carteras 1 y 4 con la evolución predicha por una persistencia temporal, permanente e intermedia de los resultados anormales. Así podremos analizar qué tipo de persistencia tienen las ROEs anormales futuras de estas dos carteras extremas.

4.1.4. Vínculo valorativo: Explicación de los precios de mercado

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

El otro objetivo principal de la presente tesis es evaluar los modelos de Feltham-Ohlson en cuanto a su capacidad explicativa de los precios observados en el mercado. Para ello, se calculan los valores intrínsecos de cada empresa en cada año del periodo 1993-1999 a través de cada una de las funciones de valoración descritas en el capítulo tercero de la tesis, que recordemos utilizan exclusivamente la información públicamente disponible en ese momento. Estos valores calculados en cada uno de los cierres de estos años se compararán con los precios de mercado observados ese mismo día. La idea subyacente es que los precios existentes en el mercado son eficientes, por lo que los mejores modelos serán aquéllos que mejor ajusten los precios. Las expresiones concretas utilizadas para calcular los valores intrínsecos se resumen en el apéndice XX.

Al igual que la función de expectativas, estos valores se obtienen tanto a partir de los valores extremos de los parámetros del LIM, como a partir de sus valores estimados en las regresiones que se hicieron con el objetivo de contrastar la estructura empírica del LIM. Por tanto, en los modelos basados en Ohlson [1995], ω_{10} y ω_{11} serán las estimaciones de dichos coeficientes obtenidos mediante la regresión (51), mientras que γ_{10} y γ_1 serán los coeficientes estimados en la regresión (53). Y en los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], ω_{10} , ω_{11} y ω_{12} serán las estimaciones de dichos coeficientes en la regresión (56), mientras que ω_{20} y ω_{22} , γ_{10} y γ_1 , γ_{20} y γ_2 serán los coeficientes estimados en las regresiones (59), (58) y (61), respectivamente. Como se indicó anteriormente, estos parámetros son distintos en cada uno de los años, y que incorporan toda la información desde 1991 hasta el cierre del año en que se calcula el valor de la empresa.

En un primer análisis, podemos obtener los estadísticos descriptivos del ratio $\frac{V}{P}$, de manera que podemos comprobar si, en promedio, los modelos infravaloran o sobrevaloran los precios existentes en el mercado. Los resultados esperados en este sentido es que los estadísticos de posición central de este ratio sean próximos a uno. En definitiva, la hipótesis a contrastar es:

H15: El ratio del valor intrínseco con respecto al precio observado no presenta en promedio un valor igual a uno para cada modelo considerado.

Sin embargo, un ratio cercano a uno en promedio, no garantiza que la correlación entre los precios y el valor sea alta, puesto que ratios muy altos y muy bajos pueden compensarse alcanzando en promedio un valor igual a uno. Por ello, podemos conseguir una segunda aproximación a través de la siguiente regresión en corte transversal³⁸:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 + a_1 \frac{V_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + e_{j,t} \quad (62)$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el periodo t

$V_{j,t}$: valor intrínseco de las acciones de la empresa j en el periodo t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

El resultado esperado en este primer análisis es que el coeficiente a_1 sea significativo, mientras que la correlación entre precios y valor intrínseco, medida a través del coeficiente de determinación de la regresión, sea elevada.

Por último, para fijar la habilidad relativa de cada modelo respecto a los demás a la hora de explicar los precios de mercado se evaluará cada uno de los modelos de acuerdo a los estadísticos que vimos anteriormente, que miden el sesgo y precisión de los valores intrínsecos calculados:

- Error porcentual medio:

$$MPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1994}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}}$$

- Error porcentual absoluto medio:

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1994}^{1999} \sum_{j=1}^{n_t} \left| \frac{V_{j,t} - P_{j,t}}{P_{j,t}} \right|$$

³⁸ En esta regresión no deflactamos la constante debido a que pretendemos realizar una comparación de los R^2 ajustados de los modelos utilizados, y ello no es posible en regresiones sin interceptos.

donde:

$$N = \sum_{t=1994}^{1999} n_t : \text{número de errores de valoración de los precios en el periodo 1993-1999}$$

1999

$V_{t,j}$: Valor intrínseco de la empresa j en cada cierre de los años 1993-1999, calculado a partir de los modelos de Feltham-Ohlson

$P_{j,t}$: Precio real en el mercado de la empresa j, observado en la fecha de cierre del ejercicio contable en el periodo 1993-1999

En definitiva, pretendemos ver las mejoras en las estimaciones del valor de los modelos que no toman valores extremos de los parámetros del LIM, que incluyen la "otra información" y que incluyen la posibilidad de que la contabilidad sea conservadora. Las hipótesis a contrastar son:

H16: El poder explicativo de los modelos que tienen en cuenta todas las implicaciones de Ohlson [1995] y de Feltham y Ohlson [1995] es mayor que el de los modelos utilizados en investigaciones previas que ignoran la "otra información" o toman valores extremos de sus parámetros.

H17: La variable "otra información", medida a través de la predicción del resultado por parte de los analistas, es relevante para explicar los precios de mercado. La segunda de las variables de la "otra información", medida a partir de las predicciones de resultados de los analistas y el cumplimiento de la relación del excedente limpio, es relevante para explicar los precios de mercado.

H18: Los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995], que incluyen un parámetro de conservadurismo, explican los precios de mercado mejor que los modelos basados en Ohlson [1995], que no incluyen dicho parámetro.

H19: El resultado contable y la predicción de los analistas proporcionan información adicional al patrimonio contable a la hora de explicar los precios de mercado.

Esta última hipótesis tiene como objetivo el de comprobar la afirmación de Myers [1999] de que el patrimonio contable por sí solo es tan útil en la valoración de acciones como modelos más completos que tienen en cuenta otras variables adicionales.

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

Hasta este momento, no hemos utilizado datos de los precios de mercado más que para comparar los valores intrínsecos calculados, mientras que las variables contables y de los analistas eran relevantes en función del valor de los parámetros de persistencia, crecimiento y conservadurismo.

Sin embargo, podemos adoptar el enfoque contrario, y analizar la habilidad de las variables relevantes para explicar los precios observados en el mercado sin imponer las condiciones de los parámetros del LIM. De esta forma se trataría de comparar los coeficientes obtenidos en una regresión con datos históricos del precio de mercado sobre las variables contables relevantes, con los implícitos por los parámetros de las funciones de valoración de los modelos de Feltham-Ohlson. El objetivo es observar si ambos coeficientes, los del LIM y los utilizados por el mercado, coinciden. En caso contrario, podremos observar donde se producen las mayores divergencias entre los valores calculados por nuestros modelos y los valores dados por los inversores.

- Si ignoramos la variable "otra información"

En este caso, se estima la siguiente regresión con los datos históricos de precios, y patrimonio y resultado contable en el periodo 1993-1999:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = a_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + a_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + a_2 \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} + u_{j,t} \quad (63)$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el período t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

x_t^a : resultado contable de la empresa j en el el periodo (t-1, t)

Una vez estimada, podemos evaluar los resultados de esta regresión comparando los coeficientes obtenidos en la misma, con los implícitos en los modelos de Feltham-Ohlson. En el caso del modelo de Ohlson [1995], a partir de la función de valoración [M3], que está ajustada por la inclusión de una constante, tomando $v_{1t}=0$, podemos calcular los coeficientes implícitos:

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

De esta forma, los coeficientes de la regresión (63) deberían tener un valor cercano a los siguientes:

$$a_0 \approx \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})}; \quad a_1 \approx 1; \quad a_2 \approx \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} > 1$$

Sin embargo, si la contabilización de los activos siguen principios contables conservadores, a partir de la función de valoración del modelo 8 [M8], basada en Feltham y Ohlson [1995], pero ajustada por la inclusión de constantes en las regresiones, tenemos:

$$V_t = bv_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} bv_t + \\ + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})} \omega_{10} + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \omega_{20}$$

Por tanto, en este modelo los coeficientes de la regresión (63) deberían tener un valor cercano a los siguientes:

$$a_0 \approx \frac{(1+r)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})} + \frac{(1+r)\omega_{12}\omega_{20}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}; \\ a_1 \approx 1 + \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} > 1; \quad \text{y} \quad a_2 \approx \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} > 1$$

Si todos los parámetros están dentro de los límites supuestos por el LIM a_1 y a_2 alcanzarán valores superiores a uno.

- Considerando la variable "otra información", v_{1t} , basada en la predicción de resultados por parte de los analistas financieros.

En este caso se trataría de estimar la siguiente ecuación:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = b_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + b_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + b_2 \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} + b_3 \frac{f_{j,t}^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + u_{j,t} \quad (64)$$

donde:

$P_{j,t}$: precio de mercado de las acciones de la empresa j en el período t

$bv_{j,t}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t

x_t^a : resultado contable de la empresa j en el periodo (t-1, t)

$f_t^{a,t+1}$: predicción del resultado anormal basada en la predicción por parte de los analistas del resultado para al periodo (t, t+1)

En este caso la comparación la debemos de realizar con los respectivos modelos que incorporan la "otra información" basada en los analistas. Así, si estamos ante una contabilidad insesgada, en el modelo 7 [M7] del apartado primero de este capítulo vimos que:

$$V_t = bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} + \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

De esta forma, debería cumplirse aproximadamente:

$$b_0 \approx \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)};$$

$$b_1 \approx 1; \quad b_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0; \quad y \quad b_3 \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0$$

Si se cumplen las previsiones en los valores de los parámetros, b_2 debe presentar un valor negativo, mientras que b_3 uno positivo.

Mientras que si consideramos la posible existencia de activos operativos valoradas bajo principios contables conservadores, si sólo consideramos la variable "otra información" útil para predecir los resultados anormales, obtuvimos la expresión del modelo 9 [M9]:

$$\begin{aligned}
V_t = & bv_t + \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} x_t^a + \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} bv_t + \\
& + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} f_t^{a,t+1} + \frac{(1+r)(1-\gamma_1)}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \omega_{10} + \\
& + \frac{(1+r)\omega_{12}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} \omega_{20} + \frac{1+r}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} \gamma_{10}
\end{aligned}$$

Por lo que los coeficientes deberían ser aproximadamente:

$$\begin{aligned}
b_0 & \approx \frac{(1+r)(1-\gamma_1)\omega_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} + \frac{(1+r)\omega_{12}\omega_{20}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})} + \frac{(1+r)\gamma_{10}}{r(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}; \\
b_1 & \approx 1 + \frac{(1+r)\omega_{12}(\omega_{22}-\gamma_1)}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)} > 1; \quad b_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0; \\
b_3 & \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0
\end{aligned}$$

De nuevo, si los parámetros del LIM están dentro de los intervalos previstos, b_1 será mayor que uno, b_2 será negativo y b_3 positivo.

- Considerando las dos variables de la "otra información", v_{1t} y v_{2t} , basadas en la predicción de resultados por parte de los analistas, y en la predicción del patrimonio contable mediante la relación del excedente limpio.

En esta ocasión se trataría de realizar la siguiente regresión:

$$\frac{P_{j,t}}{bv_{j,t-1}} = c_0 \frac{1}{bv_{j,t-1}} + c_1 \frac{bv_{j,t}}{bv_{j,t-1}} + c_2 \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t-1}} + c_3 \frac{f_{j,t}^{a,t+1}}{bv_{j,t-1}} + c_4 \frac{bv_{j,t}^{t+1}}{bv_{j,t-1}} \quad (65)$$

Y proceder a comparar los coeficientes c_i con los que se obtienen en la función de valoración del modelo 10 [M10], que haciendo abstracción de los interceptos son:

$$c_1 \approx 1 + \frac{(1+r)\omega_{12} [(\omega_{22} - \gamma_1) - \gamma_1(1+r-\gamma_2)]}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_1)(1+r-\gamma_2)} < 1; \quad c_2 \approx \frac{-\omega_{11}\gamma_1}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} < 0$$

$$c_3 \approx \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)} > 0; \quad c_4 \approx \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)} > 0$$

En esta ocasión, c_1 debe tener un valor inferior a uno, c_2 será negativo, y c_3 y c_4 serán positivos si todos los parámetros del LIM están situados en los intervalos supuestos.

En definitiva, la hipótesis a contrastar es:

H20: Los coeficientes implícitos en los LIMs de los modelos de Feltham-Ohlson coinciden con los obtenidos en regresiones que utilizan los precios de mercado observados.

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

En la literatura previa hemos visto que los modelos de Feltham-Ohlson no consiguen explicar los precios de mercado sin cometer errores en la valoración de las distintas acciones de las empresas. En esta última parte de la tesis procedemos a evaluar la eficiencia del mercado, en el sentido de ver si los valores estimados por los distintos modelos son capaces de predecir el comportamiento futuro de los precios de mercado. Este análisis está motivado en el análisis fundamental, que nos indica que los precios de mercado de las acciones de una empresa deben tender en el tiempo a sus valores intrínsecos calculados con la información disponible. Es decir, es posible que los precios de mercado, de manera temporal, no reflejen toda la información disponible. Sin embargo, finalmente, los precios se igualarán a sus valores intrínsecos.

Con este propósito, cada año del periodo 1993-1999, formamos 4 carteras equiponderadas en función del ratio valor intrínseco-precio de mercado (V/P), según los valores intrínsecos obtenidos en cada uno de los modelos utilizados en esta tesis. La primera cartera representa a las acciones altamente sobrevaloradas por el mercado, esto es, con ratios V/P bajos; mientras que la última cartera estará formada por las acciones más infravaloradas, esto es, con

valores altos de V/P. Dentro de lo posible, las cuatro carteras estarán formadas por el mismo número de títulos³⁹.

Si los precios revierten hacia los valores intrínsecos, entonces los precios de las acciones con valor alto (bajo) del ratio V/P experimentarán subidas (descensos) de sus precios en el mercado bursátil. De esta manera, comprando las acciones que esperamos que vayan a experimentar subidas en sus precios (cartera 4) y vendiendo aquellas que esperamos descensos en sus precios (cartera 1), obtendríamos rentabilidades superiores a las normales. Es decir, las rentabilidades obtenidas por las últimas carteras deberían de ser superiores a las de las primeras carteras.

Por tanto, la hipótesis alternativa a contrastar será:

H21: Los precios de mercado revierten a sus valores intrínsecos, por lo que se pueden obtener rentabilidades anormales comprando las acciones infravaloradas y vendiendo las sobrevaloradas.

Para corroborar esta hipótesis realizamos dos tipos de análisis, uno en sección cruzada y otro en serie temporal. A continuación nos referimos a ellos.

4.1.5.1. Contrastes de sección cruzada: rentabilidades acumuladas

Generalmente, los trabajos que analizan el comportamiento de las rentabilidades en el tiempo emplean rentabilidades anormales referidas a una unidad de tiempo igual a la del periodo de análisis. Esto requiere calcular la rentabilidad acumulada por un título en un horizonte temporal superior a la unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (en nuestro caso disponemos de rentabilidades mensuales). Esta operación se llevará a cabo componiendo durante el periodo de análisis las rentabilidades del título:

$$R_{acum_{i,\tau}} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) \quad (66)$$

³⁹ Con objeto de comprobar que los resultados permanecen inalterados al número de carteras elegido, repetimos el análisis de rentabilidades formando cuantiles en lugar de cuartiles.

donde:

$Racum_{i,\tau}$: Rentabilidad acumulada del activo i a lo largo de τ meses

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

La gran ventaja de este procedimiento es que mide la rentabilidad que obtendría un inversor que compra el activo i al inicio del periodo de análisis y lo mantiene hasta la finalización del mismo. Una vez calculada la rentabilidad acumulada para cada uno de los títulos que integran la muestra, se procederá a contrastar en sección cruzada si, sobre la base de la estrategia de inversión descrita anteriormente, se pueden obtener rentabilidades significativamente distintas de cero. Para ello, se calcula la rentabilidad acumulada media para cada una de las 4 carteras formadas en función del ratio V/P como la media simple de las rentabilidades acumuladas de cada uno de los títulos integrantes:

$$ARacum_{p,\tau} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} Racum_{j,\tau}}{N_p} \quad (67)$$

donde además de las variables ya definidas, N_p es el número de títulos que integran la cartera p ; y $ARacum_{p,\tau}$ es la rentabilidad acumulada media de la cartera p durante los τ meses que integran el periodo de estudio, calculada conforme a la expresión (66).

Los periodos de tiempo que hemos elegido para acumular las rentabilidades son de 6, 12, 18, 24 y 36 meses. De esta forma podremos ver el comportamiento de la estrategia de inversión tanto a corto como a largo plazo. Dado que el periodo considerado es 1993-1999 la estrategia se realiza anualmente hasta en 7 ocasiones. Los resultados los basamos en los valores medios de los hasta 7 $ARacum$ calculados, y en los p-valores de los estadísticos t basados en los errores estándar de estos 7 $ARacum$ calculados. Para horizontes de acumulación superiores a 12 meses los estadísticos t se ajustan por autocorrelación debido al solapamiento temporal que se producen entre las distintas estrategias anuales.

Como dijimos en el capítulo segundo, una de las principales debilidades de los estudios previos que han estudiado la estrategia V/P ha sido la de emplear rentabilidades realizadas, sin analizar si las diferencias encontradas entre las

carteras formadas pueden deberse al diferente riesgo asociado a las mismas. Es decir, las rentabilidades realizadas pueden ser positivas y distintas entre las carteras, sin embargo si el mercado es eficiente las rentabilidades anormales no pueden ser sistemáticamente distintas de cero para todas ellas.

En esta tesis pretendemos solventar esta debilidad, ajustando las rentabilidades en función del diferente riesgo de cada acción. Para ello se requiere asumir alguna hipótesis sobre qué se consideran rentabilidades normales o esperadas. En la literatura financiera existen multitud de planteamientos al respecto. En este trabajo, ante la posible incidencia del ratio V/P sobre el nivel de riesgo de los títulos, se ha optado por la utilización de la rentabilidad requerida por los accionistas de acuerdo con el nivel de riesgo de cada empresa como rentabilidad normal. Para la estimación del riesgo sistemático seguimos las recomendaciones de Bartholdy y Peare [2001], que indican que la estimación más eficiente la proporciona la utilización de 60 meses de rentabilidades mensuales. Por ello, se estima el riesgo sistemático (beta) a través de la siguiente regresión para cada activo i y mes t del periodo 1994-2000 con datos de los 60 meses previos a cada mes t :

$$R_{is} - rf_s = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \cdot (Rmdo_s - rf_s) + u_{is}$$

donde:

$$s = [t-60, t-1]$$

t = Enero 1994 - Diciembre 2000

R_{is} : Rentabilidad mensual para el activo i en el mes s .

rf_s : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes s .

$Rmdo_s$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes s .

β_{it} : Beta de mercado o riesgo sistemático del activo i en el mes t .

u_{is} : Residuo aleatorio para el activo i en el mes s .

Esto supone realizar 84 regresiones mensuales (7 años x 12 meses) para cada uno de los títulos de la muestra, de manera que tendremos calculada la beta de cada activo desde enero de 1994 hasta diciembre de 2000. Así, la rentabilidad normal de la acción i en el mes t puede calcularse como:

$$E[R_{i,t}] = Rf_t + \hat{\beta}_{i,t} (Rmdo_t - Rf_t) \quad (68)$$

donde además de las variables ya definidas, $E[R_{i,t}]$ es la rentabilidad normal del activo i en el mes t .

Una vez disponemos de las rentabilidades mensuales consideradas como normales para cada activo, el cálculo de la rentabilidad anormal acumulada se llevará a cabo componiendo durante el periodo de análisis las rentabilidades del título y aquellas consideradas como normal para ese mismo título:

$$ACoR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{i,t}) - \prod_{t=1}^{\tau} (1 + E[R_{i,t}]) \quad (69)$$

donde:

$ACoR_{i,\tau}$: Rentabilidad anormal compuesta del activo i a lo largo de τ meses

$R_{i,t}$: Rentabilidad realizada del activo i en el mes t

$E[R_{i,t}]$: Rentabilidad normal o esperada para el activo i en el mes t

Tras este cálculo de la rentabilidad anormal acumulada para todos los títulos que integran la muestra, se procederá a repetir el contraste en sección cruzada para comprobar si en función de la estrategia de inversión basada en el ratio V/P se pueden obtener rentabilidades anormales significativamente distintas de cero. Para ello, se calcula la rentabilidad anormal acumulada media para cada una de las 4 carteras como la media simple de las rentabilidades anormales acumuladas de cada uno de los títulos integrantes:

$$AACoR_{p,\tau} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} ACoR_{j,\tau}}{N_p} \quad (70)$$

donde, $ACoR_{j,\tau}$ es la rentabilidad anormal acumulada por el activo j a lo largo de τ meses calculada mediante la expresión (69), N_p es el número de títulos que integran la cartera p, y $AACoR_{p,\tau}$ es la rentabilidad anormal acumulada media de la cartera p durante los τ meses que integran el periodo de estudio.

Los periodos de tiempo que hemos elegido para acumular las rentabilidades serán igualmente de 6, 12, 18, 24 y 36 meses. Como ya hemos explicado la estrategia de inversión se realiza anualmente hasta en 7 ocasiones, desde los cierres del año 1993 a los de 1999. Los resultados los basamos en los valores medios de los hasta 7 AACoR calculados, y en los p-valores de los estadísticos t basados en los errores estándar de estos mismos AACoR. Los estadísticos se ajustan por autocorrelación para horizontes de acumulación superiores a 12 meses.

4.1.5.2. **Contrastes de serie temporal: carteras de calendario**

El principal inconveniente del contraste de sección cruzada antes expuesto es el reducido número de veces (7 en cada año del periodo 1993-1999) que ejecutamos la estrategia de comprar acciones con ratio V/P alto y vender las acciones con ratio V/P bajo.

Como alternativa al análisis en sección cruzada, se plantea el análisis con rentabilidades en la misma unidad de tiempo a la que están referidas las rentabilidades con las que trabajamos (mensuales). En este caso se plantea el procedimiento de construir carteras de calendario mensuales. Es decir, cada mes se calcula la rentabilidad mensual de cada cartera como la media de las rentabilidades de cada uno de los títulos integrantes. Este procedimiento se repetirá para cada uno de los meses del periodo de análisis de forma que para cada cartera tendremos una serie temporal de rentabilidades con τ observaciones, siendo τ el número de meses del periodo de estudio.

Puesto que el ratio V/P cambia anualmente hemos optado por tomar un número de meses igual a 12. Así, en el cierre de 1993 calculamos los ratios V/P, y en cada uno de los 12 meses siguientes calculamos la rentabilidad mensual de cada cartera. Al final de este mes 12 tendremos calculado los nuevos ratios V/P, realizamos de nuevo la estrategia y obtendremos la rentabilidad mensual de cada cartera en cada uno de los siguientes 12 meses. Este procedimiento lo repetimos hasta el cierre de 1999, donde calculamos los últimos ratios V/P y obtenemos las rentabilidades mensuales de cada cartera en el año 2000. Actuando de esta forma, tendremos una serie temporal continua de 84 rentabilidades mensuales para cada cartera (7 años x 12 meses). Estas rentabilidades serán las obtenidas en la estrategia de invertir en cada cartera según el último ratio V/P calculado.

La rentabilidad mensual de una cartera p en un mes t , será la media de las rentabilidades de sus títulos integrantes:

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{j=1}^{N_p} R_{j,t}}{N_p}$$

donde $R_{j,t}$ es la rentabilidad realizada del activo j en el mes t , t es el mes de calendario correspondiente, p indica el número de la cartera y N_p es el número de títulos que componen la cartera p .

En función de estas rentabilidades, el objetivo será contrastar si el mercado recoge eficientemente la información contenida en los valores intrínsecos calculados, o si por el contrario, el mercado no es eficiente a la hora de incorporar dicha información a los precios y , por tanto, es posible obtener rentabilidades anormales significativamente distintas de cero. El contraste que se plantea se fundamenta en estimaciones basadas en el *Capital Assets Pricing Model* (CAPM), que nos permitirán contrastar si existen rentabilidades anormales ajustadas por riesgo (*alfas de Jensen*) significativamente distintas de cero y si existen posibles diferencias de riesgo entre carteras.

Así, una vez obtenida la serie temporal de 84 rentabilidades realizadas mensuales de cada cartera, obtenemos la rentabilidad anormal ajustada por riesgo y dicho riesgo mediante la estimación del alfa de Jensen y de la beta del siguiente modelo para cada cartera y para cada ratio V/P:

$$(R_{pt} - rf_t) = \alpha_p + \beta_p \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{pt} \quad (71)$$

donde:

R_{pt} : Rentabilidad mensual realizada para la cartera p en el mes t .

rf_t : Rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el mes t .

α_p : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo o alfa de Jensen para la cartera p .

$Rmdo_t$: Rentabilidad mensual de mercado en el mes t .

β_p : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera p .

$u_{p,t}$: Residuo aleatorio para la cartera p en el mes t .

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales se aplica un contraste de significatividad individual del coeficiente alfa estimado en el modelo (71). Adicionalmente, se construye una cartera de arbitraje que consiste en comprar la cartera 4, formada por las empresas con mayor ratio V/P, y vender en descubierto la cartera 1, formada por las empresas con menor ratio V/P. Para analizar esta cartera de arbitraje se estima el siguiente modelo:

$$(R_{4t} - R_{1t}) = \alpha_A + \beta_A \cdot (Rmdo_t - rf_t) + u_{At} \quad (72)$$

donde, además de las variables antes definidas:

R_{1t} : Rentabilidad mensual para la cartera 1 en el mes t.

R_{4t} : Rentabilidad mensual para la cartera 4 en el mes t.

α_A : Rentabilidad mensual ajustada por riesgo para la cartera de arbitraje.

β_A : Beta de mercado o riesgo sistemático de la cartera de arbitraje.

u_{At} : Residuo aleatorio para la cartera de arbitraje en el mes t.

En definitiva, esta regresión no es más que la diferencia entre la ecuación (71) aplicada a la última cartera (acciones infravaloradas) y el mismo modelo aplicado a la primera cartera (acciones sobrevaloradas). De esta forma se puede ver si las rentabilidades de la última cartera son significativamente superiores una vez tenidas en cuenta las diferencias de riesgo que puedan existir. En el modelo (72), el coeficiente α_A mide el exceso de rentabilidad ajustada por riesgo de la cartera de ratio V/P alto frente a la de ratio V/P bajo; $\alpha_A = \alpha_4 - \alpha_1$. Un coeficiente positivo y significativo indicaría un exceso de rentabilidad de los primeros frente a los segundos, cuestionando la eficiencia del mercado bajo el supuesto de la validez del CAPM. El coeficiente β_A mide las diferencias de riesgo entre ambas carteras; $\beta_A = \beta_4 - \beta_1$. Contrastando la significatividad de este coeficiente, se puede ver si existen diferencias significativas en el riesgo sistemático de las carteras de ratio V/P alto y bajo.

4.1.6. Análisis de sensibilidad al deflactor

Como hemos indicado al comienzo de este apartado, hemos deflactado las variables contables mediante la utilización del patrimonio contable, lo que da lugar a la estimación de las ecuaciones de la forma:

$$\frac{x_{j,t+1}^a}{bv_{j,t}} = \omega_{10} \frac{1}{bv_{j,t}} + \omega_{11} \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10} \frac{1}{bv_{j,t}} + \gamma_{11} \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Para estar seguros de que el deflactor utilizado no está influyendo en los resultados obtenidos, volvemos a realizar todo el estudio utilizando el activo total como deflactor.

A su vez, los trabajos de Dechow, Hutton y Sloan [1999] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001] hallan los parámetros del LIM mediante regresiones en las que el intercepto no se deflacta, del tipo:

$$\frac{x_{j,t+1}^a}{bv_{j,t}} = \omega_{10} + \omega_{11} \frac{x_{j,t}^a}{bv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{bv_{j,t}} = \gamma_{10} + \gamma_1 \frac{v_{j,t}}{bv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Ya hemos indicado las dos principales debilidades de esta regresión: el deflactor entraría en el LIM cambiando su significado económico, y no podríamos contrastar el modelo de Feltham y Ohlson [1995] porque se confunde el efecto conservadurismo con el efecto escala. No obstante, podemos cambiar el deflactor, utilizando el activo total, y podemos hacer abstracción de la entrada del activo total en el LIM mediante el procedimiento seguido por Dechow, Hutton y Sloan [1999]:

1) Estimar los parámetros del LIM mediante expresiones como la anterior, por ejemplo en el caso del modelo de Ohlson [1995]:

$$\frac{x_{j,t+1}^a}{actv_{j,t}} = \omega_{10} + \omega_{11} \frac{x_{j,t}^a}{actv_{j,t}} + \frac{v_{j,t}}{actv_{j,t}} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$\frac{v_{j,t+1}}{actv_{j,t}} = \gamma_{10} + \gamma_1 \frac{v_{j,t}}{actv_{j,t}} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

2) Una vez estimados los parámetros, volver al LIM inicial y predecir los resultados anormales y valores de la empresa a través de las expresiones que vimos en el capítulo tercero de la tesis. Es decir, volver al LIM sin deflactar:

$$x_{j,t+1}^a = \omega_{11} x_{j,t}^a + v_{j,t} + \varepsilon'_{1j,t+1}$$

$$v_{j,t+1} = \gamma_1 v_{j,t} + \varepsilon'_{2j,t+1}$$

Como ya indicamos en el capítulo segundo en la revisión del trabajo de Dechow, Hutton y Sloan [1999], Myers [1999] considera que este procedimiento es inconsistente, al estimar un LIM que luego es cambiado por el original. Sin embargo, la idea subyacente en este procedimiento es intuitiva: estimamos los parámetros de la mejor forma posible, lo que obliga a deflactar;

pero una vez estimados volvemos a la relación original para la predicción de los resultados anormales futuros puesto que esta relación es la que inicialmente se estableció.

Así pues, volvemos a obtener todos los resultados mediante este procedimiento. Podremos confirmar que nuestros resultados están libres del efecto escala si llegamos a las mismas conclusiones utilizando dos deflatores distintos (patrimonio contable y activo total) y dos métodos distintos (deflactando o no el intercepto).

4.2. Variables utilizadas en el estudio empírico

Antes de pasar a detallar el proceso de selección de la muestra, pensamos que debe quedar claro qué variables son necesarias para llevar a cabo el estudio empírico. Según su procedencia, debemos distinguir entre variables procedentes de los estados financieros, de los analistas financieros y del mercado de capitales. Sin embargo, antes queremos referirnos a una variable fundamental en los modelos de Feltham-Ohlson, el resultado anormal. Se trata de una variable que requiere una gran cantidad de información, y en cuyo cálculo intervienen tanto datos contables como financieros.

4.2.1. El resultado anormal: el coste de capital

Para la aplicación empírica de los modelos de Feltham-Ohlson es necesario calcular el resultado anormal de cada empresa en cada período, que se define como la diferencia entre el resultado contable y el coste de los recursos invertidos o resultado normal:

$$x_{j,t}^a = x_{j,t} - r_j \cdot bv_{j,t-1} \quad (73)$$

donde:

$x_{j,t}^a$ = resultado anormal de la empresa j en el año t

$x_{j,t}$ = resultado contable de la empresa j en el año t

r_j = coste de capital de la empresa j

$bv_{j,t-1}$ = valor contable o patrimonio de la empresa j al principio del año t

Así, para cada año del período 1991-1999 calculamos el resultado anormal de acuerdo a esta expresión (73), obteniendo series de hasta 9 años de resultados anormales para cada una de las empresas que forman parte de la muestra. Para hacer este cálculo hemos de estimar el coste de capital para cada empresa en cada período. La literatura previa que se ha centrado en los modelos Feltham-Ohlson ha utilizado estimaciones del coste de capital muy diversas. A continuación vamos a exponer de forma breve los distintos enfoques que se pueden adoptar para esta estimación destacando sus principales ventajas y limitaciones. En síntesis, se trata de escoger entre un coste de capital libre de riesgo o con riesgo, y en este segundo caso, común a todas las empresas o diferenciado.

La primera alternativa sería utilizar un coste de capital igual a la rentabilidad del activo libre de riesgo, tal y como se presenta en los modelos teóricos de Ohlson [1995] y Feltham y Ohlson [1995]. Sin embargo, esta elección del coste de capital implica neutralidad al riesgo, un supuesto simplificador en los desarrollos teóricos de estos modelos, que no es representativo de la realidad, ya que no permite reflejar ninguna compensación por el riesgo inherente a las acciones de las empresas.

Una segunda posibilidad es la empleada por Dechow, Hutton y Sloan [1999, p. 14]. Estos autores utilizan un coste de capital constante del 12% debido a que ésta ha sido la ROE media histórica para las acciones en Estados Unidos. Como ventaja de esta alternativa destaca su simplicidad; sin embargo no tiene en cuenta ni el diferente riesgo de cada empresa, ni el componente variable en el tiempo del coste de capital, debido a variaciones en los tipos de interés, algo que en España ha sucedido con especial relevancia a lo largo de la década de los 90. Bernard [1995] y Biddle, Chen y Zhang [2001], entre otros, también toman un coste de capital constante en el tiempo y entre empresas, igual al 13% y 12%, respectivamente.

Por otro lado, un modo directo de incorporar tanto el riesgo como el componente variable en el tiempo del coste de capital es el adoptado por Stober [1996, p. 12], al añadir a la tasa libre de riesgo un premio por riesgo constante igual a su estimación histórica del 8.2%. Como principal ventaja de ese enfoque destaca, al igual que en el anterior, su simplicidad. A su vez, se diferencia de los dos primeros en que los costes de capital cambian en el tiempo en función del

tipo de interés libre de riesgo. No obstante, este cálculo del coste de capital así como el de las dos primeras alternativas, tal y como señala el propio Stober [1996], omite en el modelo cualquier diferencia de corte transversal que pueda existir en el coste de capital. Es decir, el coste de capital sería el mismo en todas las empresas dentro de un mismo año, no reflejándose diferencias de riesgo entre las mismas. También Ahmed, Morton y Schaefer [2000] y Choi, O'Hanlon y Pope [2001], entre otros, optan por una tasa igual a la del activo libre de riesgo más un premio por riesgo constante. Los primeros toman un premio igual al 4%, y los segundos uno del 5%.

Por último, la alternativa más completa sería incorporar tanto el componente variable del coste de capital como el diferente riesgo de los flujos de tesorería futuros de cada empresa. De esta forma, Myers [1999, p. 15] y Qi, Wu y Xiang [2000] utilizan un coste de capital para cada empresa y año al tomar una tasa igual a la rentabilidad del activo libre de riesgo más un premio por el riesgo industrial basado en el trabajo de Fama y French [1997]. Igualmente, una gran parte de los investigadores calculan el coste de capital basado en el CAPM al añadir a la rentabilidad del activo libre de riesgo un premio por riesgo en función del riesgo sistemático de la empresa, a partir de la siguiente expresión:

$$r_{j,t} = rf_t + \beta_j \cdot (Rm_{do} - rf)_t$$

donde:

rf_t : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t,

β_j : riesgo sistemático o beta de la empresa j

$(Rm_{do} - rf)_t$: exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en el momento t.

En los estudios que toman como referencia el mercado estadounidense se han tomado diversas medidas del exceso de rentabilidad del mercado. Así, Liu, Nissim y Thomas [2002] y Liu y Thomas [2000] toman un valor del 5%, Penman y Sougiannis [1998], Francis, Ohlson y Oswald [2000a, 2000b], Sougiannis y Yaekura [2001] y Corteau, Kao y Richardson [2000] uno del 6%, y Abarbanell y Bernard [2000] un valor del 8%. La estimación del riesgo sistemático de la empresa en estos estudios se realiza partir del coeficiente estimado de una regresión de la rentabilidad de cada empresa sobre la

rentabilidad del mercado en una ventana de entre 24 y 60 meses previos al periodo t . En el mercado japonés, Ota [2002] toma un valor del exceso de rentabilidad del 2%.

Este último método evita las limitaciones de las tres alternativas anteriores, pero presenta el inconveniente de la reducción de la muestra, ya que requiere la disponibilidad de una serie larga de datos de rentabilidades para poder estimar la beta de cada empresa. De este modo, una empresa sólo formaría parte de la muestra si se disponen de las estimaciones de su riesgo sistemático, normalmente calculadas en la literatura mediante las rentabilidades de entre 24 y 60 meses anteriores. Por otra parte, el modelo del CAPM está cada vez más entredicho debido al incumplimiento del modelo en los mercados y al hecho de que la beta puede no ser el único factor de riesgo de los títulos.

A pesar de estos inconvenientes, en la presente tesis vamos a seguir una de las recomendaciones del propio Ohlson [1995, p. 680], que están en la línea de las dos últimas alternativas anteriormente enumeradas. Para Ohlson [1995], una forma directa de incorporar el riesgo en su modelo sería la de sumarle a la tasa libre de riesgo un premio por riesgo, ya que esta modificación no supone ningún problema analítico en sus modelos. Este premio lo calculamos para cada empresa de forma independiente de acuerdo al modelo CAPM.

Ahora bien, el coste de capital se va a utilizar para calcular el resultado anormal de las empresas, comparando el beneficio contable con la rentabilidad normal de la empresa según su perfil de riesgo. Además, el beneficio contable que se debería tomar es aquél que cumple la relación del excedente limpio, por lo que debe ser un resultado después de impuestos. Por ello, debemos emplear una medida de resultado normal también después de impuestos, de ahí que el coste de capital también debe ser una tasa después de impuestos. Para conseguir este objetivo, el coste de capital para la empresa j en el momento t se estimaría mediante la siguiente expresión:

$$r_{jt} = (1 - IS_t) \cdot [rf_t + \beta_{jt} (Rm_{do} - rf)_t] \quad (74)$$

donde:

t : periodo en el que se calcula el resultado anormal, correspondiente a 1991-1999

j : cada una de las empresas incluidas en el estudio
 r_{jt} : coste de capital después de impuestos para la empresa j en el momento t
 IS_t : tipo efectivo del impuesto sobre sociedades para el año t
 rf_t : rentabilidad del activo libre de riesgo en el momento t ,
 β_{jt} : riesgo sistemático de la empresa j en el momento t
 $(Rm - rf)_t$: exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en el momento t .

Así pues, para cada empresa que forme parte de la muestra final, calculamos su coste de capital, para cada año dentro del período 1991-1999, utilizando la expresión (74). Para ello, precisamos en cada momento t , de las estimaciones del tipo efectivo del impuesto de sociedades, del tipo de interés del activo libre de riesgo, del riesgo sistemático de cada empresa, y del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo. A cada uno de estos aspectos nos referimos seguidamente.

4.2.1.1. Tipo efectivo del impuesto de sociedades

La estimación del tipo efectivo del impuesto de sociedades se realiza a través del cociente entre el importe del impuesto de sociedades del ejercicio y el resultado antes de impuestos de todas las empresas de la muestra. Esta estimación se realiza teniendo en cuenta todos los datos conocidos hasta el momento de calcular este tipo efectivo con el objetivo de aprovechar toda la información disponible. Debe tenerse en cuenta que el coste de capital también se utiliza para calcular los valores de las empresas, descontando los valores esperados de las variables relevantes, por lo que la tasa impositiva media calculada en cada periodo sirve también como expectativa del tipo al que se gravarán los resultados futuros. Por ejemplo, en el periodo 1994, la estimación del tipo efectivo del impuesto de sociedades al que se gravarán las rentas que obtengan a partir de 1995 todas las empresas de la muestra, se calculará a partir del mencionado cociente con datos desde 1990 hasta 1994, ya que todavía no eran conocidos, en ese momento, los datos de los años siguientes.

Debe tenerse en cuenta que la determinación del coste de capital es un dato *a priori* que permite la formación de expectativas sobre el resultado anormal, por lo que no tendría sentido incorporar los datos reales correspondientes a los periodos posteriores.

4.2.1.2. Activo libre de riesgo

El activo libre de riesgo, como ya hemos indicado, es un dato variable a lo largo del periodo 1991-1999 y lo obtendremos de los mercados de capitales a partir de información públicamente disponible. Nos referimos a él cuando hablemos del resto de variables procedentes de los mercados financieros.

4.2.1.3. Riesgo sistemático

En cuanto al riesgo sistemático, como se indicó anteriormente, se tendrán en cuenta las recomendaciones de la literatura previa y las conclusiones del estudio de Bartholdy y Peare [2001]. Así, la beta de la empresa j en cada periodo t se estimaría mediante la siguiente regresión, tomando una ventana previa de 60 meses (5 años) contados a partir del cierre del ejercicio fiscal:

$$(R_{js} - rf_s) = \alpha + \beta_{j,t} (Rmdo_s - rf_s) + u_{js} \quad (75)$$

donde:

R_{js} : rentabilidad de las acciones de la empresa j en el mes s

rf_s : rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes s

$Rmdo_s$: rentabilidad del mercado en el mes s

u_{js} : residuo aleatorio de la rentabilidad de las acciones de j en el mes s

$\beta_{j,t}$: estimación del riesgo sistemático de la empresa j estimado en el periodo t

s : intervalo de estimación, que incluye hasta 60 meses previos al periodo t .

Dado que se va a calcular el coste de capital para cada año dentro del periodo 1991-1999, para estimar el riesgo sistemático de cada ejercicio se realizarán hasta 9 regresiones por cada empresa, con los datos de las rentabilidades de hasta los 60 meses previos a cada periodo. Ahora bien, siguiendo la práctica habitual en la literatura relacionada con la estimación del riesgo sistemático de una empresa, para asegurar la robustez de la estimación del coeficiente beta se impone la condición de un mínimo de 24 rentabilidades mensuales consecutivas dentro de la ventana de 60 meses.

4.2.1.4. Exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo

En cuanto al exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, la literatura previa relacionada con el cálculo de resultados anormales ha

optado por diferentes tasas. Una opción es una tasa igual a su estimación histórica, mientras que la otra es una tasa constante, normalmente entre el 4 y el 8%. Sin embargo, en el presente estudio no vamos a tomar la tasa histórica del exceso de rentabilidad en nuestro país, ya que no disponemos de una serie suficientemente larga de rentabilidades, y en períodos cortos de tiempo esta tasa suele ser muy inestable, no siendo representativas de las expectativas actuales del mercado. De hecho, el estudio descriptivo del exceso de rentabilidad histórico entre la cartera de mercado y el activo libre de riesgo que ha habido en nuestro país en los últimos 15 años nos muestra los resultados resumidos en la tabla 4.5.

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

T: Año hasta el que se calcula el exceso de rentabilidad; ExH(1986): Media del exceso de la tasa de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, medido desde 1986 hasta finales del año T; ExH Mediana: Mediana del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo desde 1986 hasta finales del año T; Ex 5 años: Media del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo en los 60 meses previos al final del año T

T	ExH(1986)	ExH Mediana	Ex 5 años
1990	19,59	20,05	19,59
1991	15,78	16,31	1,90
1992	8,72	-0,90	-11,22
1993	11,93	10,80	-8,98
1994	10,59	2,82	-10,31
1995	8,90	1,44	-1,79
1996	10,06	4,33	3,21
1997	12,70	8,58	18,28
1998	14,12	8,42	17,62
1999	12,37	5,20	15,58

Fuente: Elaboración propia

Como se puede observar en la segunda columna el exceso medio de rentabilidad histórica del mercado sobre el activo libre de riesgo es muy elevado si lo comparamos con los últimos estudios que indican que el premio por riesgo puede ser tan bajo como el 3-4% (Claus y Thomas [1999, 2001]). A su vez, se puede observar que la no disponibilidad de una serie larga de este exceso provoca una alta variabilidad en estos valores medios. Si observamos los datos para los primeros años de los 90, sin tener en cuenta la beta, las empresas ya parten con un coste de capital sin ajustar por riesgo próximo al 30%, dado que la tasa libre de riesgo a principios de década superaba el 10%. Esto supone que para las empresas con beta superior a uno, el coste de capital se dispararía por

encima del 30-40%, lo que llevaría a resultados anormales negativos de forma sistemática en estos años. En definitiva, parece claro que estos costes de capital no son representativos de la rentabilidad requerida para las acciones de las empresas, y además, nos llevarían a grandes diferencias en los costes de capital de dos periodos consecutivos debido a la gran diferencia en la media del exceso de rentabilidad histórico de un año para otro.

Un análisis pormenorizado de estos datos, nos lleva a observar que estos excesos están afectados por observaciones extremas en años específicos, como el exceso del 86% en el año 1986, que provoca excesos de rentabilidad medios en torno al 20% para el año 1990. Dado que la media es mucho más sensible que la mediana a la existencia de estos valores extremos, en la tercera columna está representada la mediana del exceso de rentabilidad. De nuevo, la no disponibilidad de una serie larga nos impide identificar un valor para este exceso, ya que nos encontramos tanto con valores muy altos como con un exceso negativo para el año 1992. Por último, las variaciones anuales en el exceso de rentabilidad son tan acusadas, que incluso teniendo en cuenta sólo los 5 últimos años no se encuentra una pauta de comportamiento, como puede observarse en la cuarta columna, en la que se mezclan valores positivos y negativos.

Debido a ello, se ha optado por una tasa del 6%, tasa recomendada por Kaplan y Ruback [1995], y similar a la empleada en la mayoría de estudios llevados a cabo en el contexto internacional, como los de Sougiannis y Yaekura [2001], Easton, Taylor y Shroff [2000]), y Courteau, Kao y Richardson [2000], entre otros. Estos estudios justifican esta tasa del 6% basándose en estimaciones históricas del premio por riesgo en el mercado norteamericano, calculadas tomando más de 50 años de datos históricos. No obstante, también debemos destacar en este punto que estudios recientes, como los de Claus y Thomas [1999, 2001] y Gebhart, Lee y Swaminathan [2000], sugieren que el premio por riesgo es mucho menor que la magnitud sugerida por las rentabilidades *ex-post*, pudiendo situarse en torno al 3-4%.

En definitiva, una vez dispongamos de las estimaciones del tipo efectivo del impuesto de sociedades, del activo libre de riesgo, del riesgo sistemático y del exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo, podremos calcular los costes de capital que se utilizarán para calcular las series de

resultados anormales de cada empresa de la muestra objeto de estudio. A continuación nos referimos a los orígenes de la información utilizada en la presente tesis.

4.2.2. Variables procedentes de los estados financieros

4.2.2.1. Valor contable o Patrimonio de la empresa

Una de las principales variables del presente estudio hace referencia al término que en la literatura anglosajona se conoce con la expresión *book value*. En la legislación mercantil y en la literatura contable española se han dado diferentes nombres a esta variable: valor contable de los recursos propios, valor o neto patrimonial de la empresa, patrimonio neto o patrimonio contable.

A la hora de medir esta variable, se debe tener especial cuidado con su definición en el ámbito del modelo de Ohlson [1995]. Como se vio anteriormente, bajo una contabilidad insesgada y en ausencia de resultados anormales futuros⁴⁰, el valor de la empresa debe ser igual a su valor contable. Por tanto, resulta conveniente analizar la influencia de determinadas partidas del balance que pueden afectar al cálculo del patrimonio de la empresa o grupo de empresas, antes de indicar como se va a calcular esta variable para el estudio empírico.

- **Fondos propios**

El concepto contable de fondos propios aparece tanto en el Texto Refundido de la Ley de Sociedades Anónimas (Real Decreto Legislativo 1564/1989, de 22 de diciembre), como en el Plan General de Contabilidad (Real Decreto 1643/1990, de 20 de diciembre). Los fondos propios incluyen con signo positivo el capital suscrito, las reservas, los remanentes de ejercicios anteriores, las aportaciones para la compensación de pérdidas y el beneficio del ejercicio; y con signo negativo, los resultados negativos de ejercicios anteriores, las pérdidas del ejercicio y los dividendos activos a cuenta. Se trata, sin duda, del componente fundamental del patrimonio contable.

⁴⁰ Ya sea porque los resultados anormales son cero, o porque son transitorios (persistencia cero)

- **Gastos de establecimiento**

Siguiendo la respuesta a la consulta número 1 publicada en el Boletín Oficial del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas número 43 de Septiembre de 2000, que hace referencia a la determinación del valor teórico según balance de las acciones de una empresa, y la Resolución de 20 de diciembre de 1996 del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas publicada en el BOE del 4 de marzo de 1997⁴¹, y de acuerdo con el principio de empresa en funcionamiento incorporado en el Plan General de Contabilidad, estos gastos son "activos necesarios para el funcionamiento de la empresa y sólo lucen en el balance en la medida que tienen una proyección económica futura, por lo que se consideran activos reales". Por tanto, en este trabajo se ha tomado la decisión de tratarlos como activos, y no deben ser considerados como una partida minoradora del patrimonio contable. No obstante lo dicho, queremos señalar que la normativa del IASB (*International Accounting Standard Board*) contradice esta postura, ya que no considera que estas partidas reúnan las condiciones para ser considerados activos.

- **Gastos a distribuir en varios ejercicios**

En este epígrafe cabe diferenciar entre los gastos por intereses diferidos y los gastos por formalización de deudas. Los primeros representan los intereses no devengados incorporados al valor contable de la deuda, por lo que no afectan a la determinación del patrimonio contable. En cuanto a los gastos por formalización de deudas, en nuestra opinión tienen un significado muy similar al que se ha dado para los gastos de establecimiento, aunque también podría argumentarse que son gastos de financiación, y por lo tanto, análogos a los anteriores. Por tanto, ninguno de estos dos conceptos minorará el patrimonio neto contable.

- **Acciones o participaciones propias**

Esta cuenta representa el valor contable de las acciones adquiridas a antiguos accionistas, que, como consecuencia de su venta, se han separado de la sociedad o han minorado su participación en ella. Siguiendo la respuesta y la Resolución anteriormente citadas del ICAC, esta partida refleja "la parte del

⁴¹ Ambos documentos están disponibles en la web del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas (ICAC): <http://www.icac.mineco.es>

patrimonio contable que ha sido entregado a los antiguos socios como precio en la venta de sus acciones, por lo que minorarán el valor patrimonial de la sociedad". Debemos señalar que esta interpretación es consistente con la realizada en 1999 por la SIC 16 (*Standing Interpretation Committee*) del IASB.

- **Accionistas por desembolsos pendientes**

También se puede plantear la duda sobre si la parte de capital que no ha sido desembolsada debe o no disminuir la cifra de fondos propios. La Resolución mencionada del ICAC considera que los desembolsos pendientes es el primer activo de la empresa y, por tanto, no minorarán el patrimonio de la empresa. Sin embargo, hay que tener en cuenta que esta Resolución determina el patrimonio contable a efectos de los supuestos de reducción de capital y disolución de sociedades regulados en la legislación mercantil. En el ámbito de los modelos de Feltham-Ohlson, creemos que se debe diferenciar entre desembolsos exigidos y no exigidos. Mientras los desembolsos no exigidos no generan resultados anormales y deben disminuir el patrimonio de la empresa, los ya exigidos pueden convertirse en liquidez y generar resultados a lo largo del ejercicio siguiente. Por ello, hemos decidido restar del patrimonio contable los primeros.

- **Ingresos a distribuir en varios ejercicios**

Dentro de este epígrafe se encuentran, fundamentalmente, las subvenciones de capital, las diferencias positivas de cambio y los ingresos por intereses diferidos. Las subvenciones de capital hacen referencia a cantidades pendientes de imputar a resultados, las diferencias positivas de cambio representan ganancias no realizadas y los intereses diferidos representan intereses no devengados incorporados al valor de los activos. El significado de esta última partida de intereses diferidos es similar, aunque de signo opuesto, al de los gastos a distribuir en varios ejercicios, por lo que entendemos que no deberían afectar al patrimonio de la empresa.

Respecto a las demás, lo cierto es que, dada la falta de información, resulta difícil la separación entre ellas, pero además, la inclusión dentro del patrimonio de la empresa tanto de gastos como de ingresos a distribuir en varios ejercicios, supondría el incumplimiento de la relación del excedente limpio en el futuro, ya que en el patrimonio actual estarían incorporados resultados que

aparecerían en la cuenta de pérdidas y ganancias de los años siguientes. Es decir, aparecerían en el patrimonio actual gastos o ingresos que no han pasado por la cuenta de resultados. Esto va en contra de la esencia del modelo de Ohlson [1995]. Por ello hemos decidido no incluir esta partida como mayor patrimonio de la empresa.

- **Diferencias negativas de consolidación**

Esta partida hace referencia a la diferencia existente, cuando es negativa, entre el valor contable de la participación de la sociedad dominante en el capital de la sociedad dependiente y el valor de la parte proporcional de los fondos propios de la mencionada sociedad dependiente, asociada y multigrupo, en la fecha de la primera consolidación. Esta diferencia se inscribe en el pasivo del balance, tanto si responde a una provisión para riesgos y gastos como si tiene el carácter de ingresos diferidos. En el primer caso, no cabe duda que no es parte de los fondos propios, y en cuanto al segundo, dado el tratamiento que hemos dado a los ingresos diferidos, las diferencia negativas de consolidación tampoco formarán parte del patrimonio de la empresa en el trabajo empírico.

- **Socios externos**

El tratamiento de esta partida como fondos propios o no del grupo empresarial depende de la concepción que se tenga sobre las cuentas consolidadas. Aunque resulta difícil su equiparación con fuentes de financiación ajenas o deudas, y por ello se acepta generalmente que son fondos propios, debemos precisar que son fondos propios del grupo, y no de la empresa matriz. Por ello, en este trabajo no serán incluidos en el patrimonio neto.

Teniendo en cuenta estas consideraciones y ajustándonos al formato de los estados financieros de la información pública periódica que las empresas deben enviar a la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), que es la base de datos que utilizamos en el presente estudio, el valor contable o patrimonio de la empresa o grupo de empresas se calcula mediante las siguientes partidas de la citada base de datos, en cada uno de los años que van desde el cierre del ejercicio de 1991 hasta el de 1999:

$$\begin{aligned}
 &+ \text{FONDOS PROPIOS} \\
 &- \text{ACCIONISTAS DESEMBOLSOS NO EXIGIDOS} \\
 &- \text{ACCIONES DE LA SOCIEDAD DOMINANTE A LARGO PLAZO} \\
 &- \text{ACCIONES DE LA SOCIEDAD DOMINANTE A CORTO PLAZO} \\
 \hline
 &= \text{VALOR CONTABLE O PATRIMONIO}
 \end{aligned}$$

Es importante resaltar que el epígrafe "fondos propios" disponible en la base de datos de la CNMV está compuesto por las siguientes partidas:

$$\begin{aligned}
 &+ \text{capital suscrito} \\
 &+ \text{reservas de la sociedad dominante} \\
 &+ \text{reservas sociedades consolidadas} \\
 &+/- \text{diferencias de conversión} \\
 &+/- \text{resultados atribuibles a la sociedad dominante} \\
 &- \text{Dividendos a cuenta entregados en el ejercicio} \\
 \hline
 &= \text{Fondos propios} \\
 \hline
 \end{aligned}$$

4.2.2.2. Resultado del ejercicio

Otra variable clave en el presente estudio es el resultado contable del ejercicio. Se ha decidido tomar el resultado neto después de impuestos, que en el formato de la base de datos de la CNMV viene representado en la cuenta de resultados bajo la partida de "Resultado Atribuible a la Sociedad Dominante". Aunque en la literatura anglosajona se suele escoger el resultado operativo después de impuestos debido a que no está afectado por partidas transitorias y no recurrentes, el resultado neto después de impuestos es menos sensible a la posible manipulación clasificatoria de las partidas de la cuenta de resultados y además es el único resultado que hace posible el cumplimiento de la relación del excedente limpio.

4.2.2.3. Tipo impositivo efectivo del Impuesto sobre Sociedades

Como ya se ha indicado, esta variable es necesaria para el cómputo del coste de capital después de impuestos. En primer lugar, partiendo de la información de la cuenta de resultados de cada empresa, se ha calculado para cada una de ellas el cociente entre el impuesto sobre sociedades devengado en el ejercicio y el resultado antes de impuestos, dentro del periodo comprendido

entre los cierres de los ejercicios 1991 y 1999. Posteriormente, en cada uno de estos años se ha calculado la media y mediana de los tipos impositivos con datos desde 1991.

4.2.3. Variables procedentes de los mercados financieros

4.2.3.1. Activo libre de riesgo

El cómputo del coste de capital conforme a la expresión (74), así como la estimación del riesgo sistemático de cada empresa, precisa de la rentabilidad mensual del activo libre de riesgo en el período 1987-1999. Además, la realización de las estrategias basadas en el ratio V/P para el último de los años estudiados (1999) requiere del activo libre de riesgo de periodos posteriores, por lo que ampliamos la muestra con los datos de todo el año 2000. Así, como activo libre de riesgo se dispone hasta 1988 del tipo de interés mensualizado de las Letras del Tesoro. Desde el año 1989 se ha cogido el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones publicada por el Banco de España en su página web⁴². La razón por la que se cambia de una medida a otra viene dada por la disponibilidad de datos, ya que la base de datos del Banco de España contiene los tipos de interés de los repos a un mes sobre bonos solamente a partir de diciembre de 1988, proporcionando una manera directa de calcular la rentabilidad del activo libre de riesgo. La serie anterior a esta fecha se completó con los datos que se consiguieron sobre las Letras del Tesoro⁴³.

4.2.3.2. Series de precios y rentabilidades

Para el cálculo de la beta y de rentabilidades mensuales se han necesitado las series mensuales de cotizaciones de precios, de derechos de suscripción, de pago de dividendos, y de desdoblamiento de acciones en el mismo periodo al que hacíamos referencia en el subapartado anterior del activo libre de riesgo, esto es, en cada mes de los años 1987 a 2000. Esta información se ha tomado de

⁴² <http://www.bde.es>

⁴³ Para comprobar su concordancia, se analizó el periodo para el que se dispone de ambas medidas (1989-1995), resultando una correlación entre ambas del 93%.

la base de datos disponible en el Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing de la Universidad de Alicante, que se ha generado a partir de datos de las acciones que cotizan en el mercado continuo y que se han ido recopilando de distintas fuentes. Esta base de datos incluye precios diarios, cotizaciones diarias de los derechos de suscripción, pago de dividendos y desdoblamiento de acciones.

Las rentabilidades mensuales se han calculado a partir de los precios de cierre del último día del mes, debidamente ajustadas por la existencia de derechos de suscripción, dividendos y desdoblamientos del valor nominal de las acciones dentro de ese mes. A su vez, uno de los objetivos de esta tesis es comparar los valores intrínsecos de las acciones de una empresa con sus precios observados en el mercado. Para ello se han utilizado las series de precios de cierres de las empresas que han cotizado en el mercado continuo, tomadas en el momento del cierre del ejercicio contable de cada período comprendido entre el año 1993 y 1999.

Por otro lado, para el cálculo de los costes de capital precisamos de la rentabilidad mensual del mercado. Siguiendo las recomendaciones de Bartholdy y Peare (2001), se ha estimado como la media simple equiponderada de las rentabilidades mensuales de todas las acciones del mercado continuo que cotizaron durante cada mes, incluidas las acciones de empresas financieras, aseguradoras y asimiladas.

4.2.3.3. *Número de acciones del capital social de la empresa*

Consideramos que este dato es de vital importancia en la parte empírica de la tesis, si bien hasta el momento no parece que se le ha prestado la atención debida en la literatura empírica de la investigación contable centrada en los mercados de capitales. La mayoría de estudios que utilizan el número de acciones han manejado el número de acciones que aparecen en los boletines de cotización, es decir, el número de acciones admitidas a cotización. Sin embargo, hay que tener especial cuidado en comprobar que el número de acciones que cotizan en el mercado coincida con el número de acciones total que componen el capital social de las empresas, ya que si esto no fuera así, estaríamos utilizando un dato que distorsionaría seriamente los resultados de estudios como el que se va a llevar a cabo a continuación.

El valor intrínseco calculado a partir de los modelos de Feltham-Ohlson, es un valor total de la empresa calculado a partir de su balance y cuenta de resultados, principalmente. Como posteriormente pretendemos comparar este valor con el valor de mercado, debemos tener en cuenta el valor de mercado de todas las acciones y no sólo de las que están admitidas a cotización oficial.

Así pues, en primer lugar se obtuvieron de la misma base de datos de precios señalada anteriormente, el valor nominal y el número de acciones admitidas a cotización de las empresas del mercado continuo en la fecha de cierre de cada ejercicio. El análisis de estos datos nos llevó a verificar que, efectivamente, en numerosas ocasiones el número de acciones admitido a cotización no se correspondía con la cifra de capital social de los estados financieros. Una investigación más profunda nos permitió comprobar que esta diferencia se debía, fundamentalmente, a las ampliaciones de capital, ya que en España suelen pasar aproximadamente unos tres o cuatro meses desde que se realiza una ampliación de capital hasta que se admiten a cotización las acciones de dicha ampliación de capital, dados los numerosos trámites que se deben seguir hasta la admisión a cotización de cualquier operación que provoque un cambio en el número de acciones cotizadas⁴⁴.

Debido a este retraso, el registro en la contabilidad de la empresa, la reacción del precio de las acciones y, en su caso, la cotización de los derechos de suscripción debido a una ampliación de capital, se producen con antelación a la admisión a cotización de las nuevas acciones⁴⁵. Por ello, utilizar el número de acciones admitidas a cotización en una empresa que ha ampliado capital en los 3 o 4 meses anteriores a su cierre de ejercicio fiscal, supone, tal y como se ha

⁴⁴ Estos trámites incluyen la inscripción del aumento de capital en el Registro Mercantil, la acreditación de las acciones que han sido suscritas, la otorgación de la escritura de cierre de la ampliación, la comunicación a la CNMV, al Servicio de Compensación y Liquidación de Valores, y a la Sociedad Rectora de la Bolsa, la emisión de las certificaciones de alta de los valores y la asignación individualizada de los titulares de las acciones.

⁴⁵ No obstante, con el fin de agilizar los trámites y reducir los plazos de admisión a negociación en las ampliaciones de capital de sociedades cotizadas, el 4 de mayo de 1999 se llegó a un acuerdo entre la CNMV, el Colegio de Registradores de la Propiedad y Mercantiles de España, el SCLV y la Sociedad Rectora de la Bolsa de Valores para realizar cada trámite en los mínimos plazos posibles. Esto ha sido posible debido a la agilización de trámites establecida en la Disposición Adicional Decimoquinta de la Ley 37/1998, de 16 de noviembre, de Reforma de la Ley del Mercado de Valores, y en el Real Decreto 2590/1998, de 7 de diciembre, sobre modificaciones del régimen jurídico de los mercados de valores.

indicado anteriormente, correr el riesgo de cometer serios errores en la medición de las variables, sobre todo en lo que se refiere a la capitalización bursátil⁴⁶.

Por tanto, esta situación nos ha llevado a ajustar el número de acciones admitidas a cotización a través de la lectura de los hechos relevantes y comunicaciones a la CNMV de las empresas de la muestra⁴⁷, siempre y cuando a final de cada ejercicio comprendido en el periodo 1991-1999 el número de acciones admitidas multiplicado por el valor nominal de las mismas no coincidiera con la cifra del capital social disponible en el balance de la empresa, fuera cual fuera la causa de esta discrepancia. En todos los casos se consiguió detectar el motivo de la discrepancia, de modo que el dato que se ha utilizado como número de acciones en el presente estudio es el que hace referencia al número total de acciones que componen el capital social de las empresas. Se ha comprobado, por tanto, que el número de acciones totales por su valor nominal coincide con la cifra del capital social de la empresa a final del ejercicio.

También queremos destacar en este punto, que, en un principio, se pensó en realizar el estudio empírico tomando los datos de los mercados financieros dos meses después del cierre fiscal de la empresa. El motivo es que éste es el plazo máximo del que disponen las empresas para dar a conocer la información periódica a través de la CNMV, asegurándonos así que toda la información disponible en esa fecha fuese conocida. Sin embargo, todas las ampliaciones de capital realizadas en esos dos meses posteriores al cierre del ejercicio fiscal anterior nos llevaría a cometer los mismos errores señalados anteriormente. De esta forma, sólo considerando todos los datos al cierre del ejercicio nos aseguramos la correspondencia entre todos los datos contables y los datos de cotizaciones de las acciones⁴⁸.

Por otra parte, otro de los problemas al que nos enfrentamos, relacionado con el número de acciones, es el relativo a la existencia de acciones con distinto

⁴⁶ Así por ejemplo, en una ampliación 1x1 se comete un error del 50% del valor de mercado, en una ampliación 1x3 un error del 25%, y en una 1x10 un error cercano al 10%. Como es lógico es error es mayor cuanto más acciones nuevas se emite. En el apéndice XIV demostramos analíticamente este problema.

⁴⁷ Disponibles en la web de la CNMV: <http://www.cnmv.es>

⁴⁸ Basándonos, entre otros, en los estudios de Barth, Beaver y Landsman [1992 y 1996] no es de esperar que calcular los valores de mercado en la fecha de cierre o dos meses después de la misma afecte a los resultados e inferencias de este estudio.

valor nominal. Este hecho, aunque no muy frecuente, presenta el inconveniente de la valoración de las distintas acciones, y requiere un ajuste adicional para no infravalorar o sobrevalorar el valor bursátil total de la empresa⁴⁹. Si se dispone del precio de las acciones de menor valor nominal, multiplicando el número de acciones ajustado por dicho precio se obtendría el valor de mercado total de la empresa. De hecho, en algunas empresas de la muestra utilizada, finalmente se sustituyeron las acciones de mayor valor nominal por el número equivalente de las de menor valor nominal, dejando una única serie de acciones⁵⁰.

4.2.4. Variables procedentes de los analistas financieros

4.2.4.1. Predicción del resultado contable a un año

La base de datos I/B/E/S (*International Broker Estimate System*) será el origen de la información acerca de las predicciones de beneficios por parte de los analistas, ya que como aproximación de la variable "otra información" necesitamos alguna medida resumen del consenso de los analistas de las predicciones de beneficios a un año de las empresas de la muestra. Hay que destacar que los datos sobre el consenso de las predicciones de los analistas de I/B/E/S se revisan mensualmente, y hemos decidido disponer de los datos disponibles del primer mes posterior al cierre fiscal de las empresas de la muestra en el periodo 1991-1999. Así, concretamente, se ha tomado la media de todas las predicciones de los analistas del beneficio por acción para el cierre fiscal del año siguiente, y el número de acciones en el momento de realizar la predicción, con el fin de obtener la predicción media del resultado contable total para el próximo periodo.

4.3. Selección de la muestra

4.3.1. Número total de empresas incluidas en el estudio

La muestra está compuesta por todas las empresas que han cotizado en el mercado continuo en la década de los 90. Se ha escogido como inicio del

⁴⁹ Si el capital social de una empresa está formado por 100 acciones de valor nominal 2€ y 2 acciones de nominal 20€, podemos ajustar el número de acciones dejándolas en 120 acciones de 2€ de valor nominal, o equivalentemente 12 acciones de 20€.

⁵⁰ Véanse, por ejemplo, los casos de Empresa Hidroeléctrica del Ribagorzana (Hecho relevante 5.001, de 11/05/1995), y de Sociedad Anónima Damm (Hecho relevante 18.178, de 29/06/1999), ambos disponibles en la Web de la CNMV.

periodo muestral el año 1991, ya que es entonces cuando los estados financieros comenzaron a elaborarse sobre la base del Real Decreto 1643/1990 por el que se aprueba el Plan General de Contabilidad, y un año después sobre la base del Real Decreto 1815/1991 para la formulación de las Cuentas Anuales Consolidadas, ambos actualmente en vigor. En nuestra opinión, la inclusión de ejercicios anteriores podría afectar a la comparabilidad de la serie histórica de datos contables al estar confeccionados siguiendo normativas diferentes.

Sin embargo, para el cálculo del riesgo sistemático se han utilizado datos bursátiles de 1987-1990. Este requisito adicional dejó una muestra total de 173 empresas con al menos 24 meses consecutivos de datos de cotizaciones dentro del período 1989-1999. El requisito de disponer de 24 meses seguidos de rentabilidades se impone debido a que éste es el número mínimo de observaciones para estimar el riesgo sistemático de cada empresa en cada año a través de la ecuación (75).

De estas empresas se eliminaron aquéllas cuya actividad principal fuera financiera, aseguradora o asimilada, debido a que las particularidades de su sistema contable hacen que sean difícilmente comparables con el resto, lo que podría distorsionar los resultados obtenidos. Por otro lado, eliminar estas empresas de la muestra es práctica común en este tipo de estudios, por lo que los resultados aquí obtenidos podrán compararse, en la medida que sea posible, con los de la literatura previa. Este requisito en los datos provocó la eliminación de 38 empresas, por lo que la muestra quedó formada por 135 empresas.

La falta de información sobre 3 empresas en la base de datos comercializada por la CNMV obligó a reducir la muestra a 132 empresas. En el caso de que la empresa haya depositado cuentas consolidadas, ésta es la información empleada en el trabajo, lo que sucede en un 85% de los casos.

Por último, el tercer requisito para que una empresa formara parte de la muestra hace referencia al seguimiento de la misma por parte de los analistas financieros, ya que una de las variables de la "otra información" de los modelos de Feltham-Ohlson se establece a partir de la predicción de resultados que ellos hacen. Dado que para 8 de estas empresas no se disponía de predicciones en el período 1991-99, la muestra definitiva quedó formada por 124 empresas.

4.3.2. Número total de observaciones de las principales variables

4.3.2.1. Observaciones totales del resultado anormal

La variable que va limita el número de observaciones totales es el cálculo del resultado anormal de cada periodo mediante la expresión (73), debido a las dificultades para estimar el coste de capital. En cuanto a los datos contables necesitamos simultáneamente dos datos contables de dos años consecutivos: el resultado después de impuestos de los años 1991-1999 y del patrimonio contable del año anterior. Teniendo en cuenta que son 124 las empresas que forman parte inicialmente de la muestra, podríamos encontrarnos con un máximo de 1.116 resultados anormales en los 9 años. Evidentemente, no se disponen de datos contables de todas las empresas en todos los periodos, por lo que este requisito nos deja un total de 937 observaciones/año.

El cómputo del coste de capital, que servirá de referencia para obtener el resultado considerado como normal para el siguiente período, nos lleva a la estimación del riesgo sistemático. Para ello, se estima para cada empresa y para cada periodo la ecuación (75) en una ventana previa de 60 meses anteriores a cada periodo, siempre y cuando hayan observaciones, como mínimo, de 24 meses consecutivos dentro de esta ventana.

Así, partiendo de las 937 observaciones/año útiles, se consiguió estimar el riesgo sistemático en un total de 872 casos, a través de 872 regresiones de la ecuación (75), lo que permite estimar los 872 costes de capital de acuerdo con la expresión (74), y con ello el resultado anormal de cada periodo. Las restantes 65 observaciones fueron eliminadas debido a que no fue posible calcular la beta; en 59 casos se trataba de empresas que empezaron a cotizar en un momento posterior al inicio del periodo muestral de este estudio, por lo que había que esperar un mínimo de 24 meses para poder estimar de manera consistente la beta, y los otros 6 casos se refieren a empresas que dejaron de cotizar en el mercado continuo, y tampoco se reunían los 24 meses mínimos a pesar de disponer de los datos contables de los periodos siguientes a su desaparición en el mercado continuo.

4.3.2.2. *Eliminación de observaciones*

Se han eliminado las empresas cuyo valor patrimonial es negativo, no sólo porque es práctica común en este tipo de estudios, sino también porque los modelos de Feltham-Ohlson, y en general, cualquier método basado en el descuento de flujos, supone una continuidad ilimitada en la permanencia de las empresas en la economía, algo que con bastante probabilidad no se cumple en estos casos. De esta forma, estas empresas estarían valoradas sobre la base de modelos diferentes a los aquí presentados, por lo que su inclusión podría distorsionar los resultados. La existencia de 18 patrimonios contables negativos hace que la muestra total se reduzca a 854 observaciones/año.

Por otro lado, la presencia de observaciones extremas en alguna de las variables de un estudio puede llegar a distorsionar seriamente los resultados obtenidos, debido a su gran influencia en las estimaciones de los distintos modelos. Por ello, en los trabajos de investigación se suelen eliminar las observaciones más alejadas de la posición central de las variables, si bien entre los investigadores no existe un método de eliminación comúnmente utilizado.

Cuando se utilizan variables contables no resulta adecuado eliminar los valores extremos en términos absolutos, ya que esto simplemente nos llevaría a eliminar las empresas de mayor y menor tamaño. Dado que la variable básica en el presente estudio es el resultado anormal, y vamos a estimar las distintas ecuaciones en términos relativos, es decir, como la rentabilidad sobre el patrimonio contable menos el coste de capital, es decir, $\frac{x_t^a}{bv_{t-1}} = \frac{x_t}{bv_{t-1}} - r_{t-1}$, procedemos a eliminar aquellos casos con valores relativos del resultado anormal que no estén comprendidos entre las siguientes fronteras:

$$F_1 = Q_1 - 3 \cdot RIQ$$

$$F_2 = Q_3 + 3 \cdot RIQ$$

Donde, Q_1 y Q_3 son el primer y tercer cuartil respectivamente, RIQ es el recorrido intercuartílico, y F_1 y F_2 son las fronteras exteriores que marcan la presencia de valores extremos. Este método de detección de observaciones está

basado en el llamado Principio de Winsor⁵¹, que se apoya en que todas las distribuciones de frecuencias son normales en el centro. Así, con independencia de la estructura de las colas de una distribución de frecuencias, la variación de frecuencias en el centro de la distribución puede ser aproximada estrechamente por la de una distribución normal. Así, se trata de comparar la distribución de frecuencias muestral con aquélla que debería corresponder a una distribución normal cuyo recorrido intercuartílico fuera igual al de la muestra.

Este procedimiento proporciona un criterio de eliminación estadísticamente robusto, evitando otras opciones subjetivas llevadas a cabo en la literatura, tales como eliminar un tanto por ciento determinado de observaciones. Concretamente, en la muestra se detecta la presencia de 20 resultados anormales extremos, poco más del 2% del total de la muestra, que son eliminados de la misma, ya que estos valores extremadamente atípicos pueden afectar a la validez de los resultados. En definitiva, la muestra final está compuesta de 834 observaciones/año del resultado anormal en el periodo 1991-1999. Por último, destacar que la eliminación de los patrimonios negativos y de los resultados anormales provoca que 3 empresas de la muestra no entren a formar parte del estudio, siendo pues 121 empresas las que integran la muestra final. El proceso de selección de las empresas de la muestra se resume en la tabla 4.6, mientras que el sector al que pertenece cada una de ellas, teniendo en cuenta la clasificación de la CNMV con un grado de agregación de sectores de dos dígitos, se recoge en la Tabla 4.7.

Tabla 4.6. Muestra de empresas que forman parte del estudio

Período muestral 1991-1999	Nº empresas
Número de empresas con al menos 24 meses de datos bursátiles	173
-Eliminación de empresas financieras, de seguros y asimiladas	-38
- Empresas eliminadas por falta de datos contables en CNMV	-3
- Empresas eliminadas por falta de predicciones de beneficios	-8
-Empresas eliminadas por tener patrimonios contables negativos y resultados anormales extremos	-3
MUESTRA DEFINITIVA	121

Nota: En el apéndice XV se facilita el listado de las mismas.

⁵¹ Véase por ejemplo, Durá y López [1992, p.44-47]

Tabla 4.7. Distribución de la muestra por sectores

Nombre del sector	Número	Porcentaje
Otras Industrias de Transformación	28	23,1%
Energía y Agua	17	14,0%
Transformación de Metales	13	10,7%
Cemento, Vidrio y Material de Construcción	12	9,9%
Inmobiliarias	12	9,9%
Comercios, Otros Servicios y Alta Tecnología	10	8,3%
Construcción	9	7,4%
Industria Química	6	5,0%
Metálicas Básicas	6	5,0%
Transportes y Comunicaciones	6	5,0%
Otros sectores	2	1,7%
Total	121	100%

Nota: La siguiente tabla está basada en la clasificación de sectores realizada por la CNMV con un nivel de agregación de dos dígitos.

4.3.2.3. Observaciones del resto de variables

Aunque la variable básica del estudio es el resultado anormal, debemos recordar que el objetivo último que se persigue es el cálculo de los valores intrínsecos de las empresas en el periodo 1993-1999. El motivo por el que empezamos a calcular estos valores en 1993 se debe a que para hallarlos debemos estimar los parámetros del LIM subyacente, siendo imprescindible dejar un periodo previo de estimación de 2 años.

Como la función de valoración de los respectivos modelos es función del resultado anormal del periodo, del patrimonio contable del periodo, del valor de las variables que se refieren a la "otra información" y de la tasa de descuento del periodo, para que una observación pase a formar parte de la muestra de valores intrínsecos en un año determinado necesitamos simultáneamente estas cuatro variables.

De las 834 observaciones del resultado anormal en el periodo 1991-1999, 182 se corresponden a los años 1991 y 1992, por lo que en total disponemos de 652 observaciones en el periodo 1993-1999. En todos los casos tenemos calculados los costes de capital y el patrimonio contable, pero se requiere adicionalmente la disponibilidad de las predicciones del resultado y del patrimonio contable realizadas en 1993-1999 para el periodo siguiente. Este

requisito supone la eliminación de 49 casos, todos ellos debido a que, si bien se disponen de predicciones de beneficios por parte de los analistas de I/B/E/S para estas empresas, no se disponen de dichas predicciones en algún año en concreto. Por ello, en total podemos calcular 603 valores intrínsecos de las empresas tal y como podemos observar en la tabla 4.8.

Tabla 4.8 Muestra de observaciones/año de las principales variables

Período muestral 1991-1999	Observaciones
Resultado anormal:	
- Número máximo de observaciones: 124 empresas x 9 años	1.116
- Eliminación de casos por falta de información contable	-179
- Eliminación de casos por no poder estimar el riesgo sistemático	-65
- Eliminación de casos con patrimonios contables negativos	-18
- Eliminación de casos por resultados anormales extremos	-20
Muestra definitiva de resultados anormales 1991-1999	834
Valores intrínsecos:	
- Resultados anormales de los periodos 1991-1992	-182
- Inexistencia de predicciones de beneficios de los analistas en algún año concreto	-49
Número de valores intrínsecos calculados en 1993-1999	603

4.4. Análisis descriptivo de la muestra

4.4.1. Tipo impositivo efectivo

Los tipos impositivos efectivos de cada una de las 121 empresas de la muestra se calculan mediante el cociente entre el importe del impuesto de sociedades y el resultado antes de impuestos. Dado que para una empresa en concreto dicho tipo efectivo en un determinado año puede no ser representativo del tipo efectivo que se espera para los siguientes años, procedemos a obtener en cada año un tipo efectivo de toda la economía en general, a través de la media y la mediana de los tipos efectivos individuales de cada empresa. Además, se pretende incorporar toda la información disponible en cada momento, por lo que el tipo impositivo efectivo en un año t tendrá en cuenta toda la información de los tipos impositivos efectivos desde el año 1990 hasta

dicho año t^{52} . Es decir, el tipo impositivo efectivo para el año 1995, por ejemplo, se calcula con todos los tipos efectivos individuales de las empresas de la muestra desde 1990 hasta 1995.

Por otro lado, dado que los tipos impositivos de las empresas con pérdidas pueden distorsionar los resultados obtenidos, debido a la existencia de forma sistemática de tipos efectivos nulos o muy bajos, hemos decidido para dar mayor consistencia a esta estimación tener en cuenta exclusivamente los tipos impositivos efectivos de las empresas que han obtenido beneficios. En el apartado de selección de la muestra indicábamos que disponíamos de 937 observaciones con información contable de dos años consecutivos. Sin embargo, para el cálculo del tipo impositivo de una empresa el único requisito que necesitamos es disponer de los datos de la cuenta de resultados para un periodo en concreto, lo que nos permite disponer de 1.024 casos, siendo el resultado antes de impuestos positivo en 859 de ellos.

La tabla 4.9 muestra que tanto la media como la mediana del tipo impositivo efectivo se mantienen constantes en todo el periodo muestral, siendo, sin embargo, la mediana más de un 2% mayor que la media. Esto se debe a que la mediana del tipo impositivo es una medida menos sensible a posibles observaciones extremas y al hecho de que algunas empresas tengan sistemáticamente tipos impositivos del 0% o muy bajos, debido, entre otros factores, a la compensación de pérdidas de años anteriores. Estos tipos del 0% reducirían sensiblemente la media, pero dejarían inalterada la mediana. Debido a este hecho, finalmente hemos decidido utilizar la mediana del tipo efectivo, que está comprendida en todos los años entre el 24-25%. No obstante, merece la pena destacar que el efecto sobre el coste de capital de tomar un tipo impositivo de entre un 22% y un 25% es mínimo. Así, para un coste de capital antes de impuestos del 15%, supone fijar un coste de capital después de impuestos entre el 11,70% y el 11,25%.

⁵² Aunque el periodo muestral para el cálculo de resultados anormales se inicia en 1991, realmente disponemos de los datos de 1990, ya que en una gran parte de la muestra, las empresas incluyeron en los estados financieros enviados a la CNMV en 1991 la información del año anterior.

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

T: Fecha de cierre del periodo contable para el que se calcula el tipo impositivo efectivo de cada empresa; Media: Media de los tipos impositivos efectivos de todas las empresas, medidos desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T; Mediana: Mediana de los tipos impositivos efectivos de todas las empresas, medidos desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T; N° Obs: Número de empresas/año para la que se calculan los tipos impositivos efectivos calculados desde el cierre de 1990 hasta el cierre del año T.

El tipo impositivo efectivo para una empresa en un determinado año se calcula dividiendo el importe del impuesto de sociedades por el resultado antes de impuestos, siempre y cuando el resultado antes de impuestos sea positivo.

T	MEDIA	MEDIANA	N° Obs
1991	21,61%	24,94%	156
1992	22,20%	24,68%	232
1993	22,04%	24,68%	304
1994	22,07%	24,41%	390
1995	21,66%	24,02%	482
1996	21,79%	24,41%	573
1997	21,82%	24,32%	671
1998	21,78%	24,30%	772
1999	21,88%	24,31%	859

Fuente: Elaboración propia

4.4.2. Riesgo sistemático y coste de capital

Dado que se ha optado por tomar un tipo impositivo y un exceso de rentabilidad de la cartera de mercado sobre el activo libre de riesgo constante para todas las empresas dentro de un mismo año, el riesgo sistemático es la variable que además de detectar las diferencias de riesgo entre las empresas, permite la existencia de distintos costes de capital para las distintas empresas dentro de un mismo año.

En la tabla 4.10 podemos observar la descripción por años de las 834 estimaciones del riesgo sistemático utilizadas en el estudio para las 121 empresas de la muestra final. Como podemos observar, las medidas de posición central del riesgo sistemático nos indican que, por término medio, en todos los periodos las empresas de la muestra presentan un riesgo sistemático ligeramente superior a 1, que es el valor que tomaría la beta de la cartera del mercado, compuesta por todos las acciones del mercado continuo, incluyendo aquéllas que no forman parte de la muestra final de este estudio. Por otro lado, podemos destacar que estos resultados no nos permiten identificar con claridad una pauta

de comportamiento de las betas en el tiempo, aunque se mantienen, en promedio, dentro de unos intervalos constantes.

Tabla 4.10. Riesgo sistemático de las empresas de la muestra

Los estadísticos descriptivos del riesgo sistemático se refieren a la media, mediana, máximo y mínimo del riesgo sistemático, estimado en los 60 meses previos al periodo T a través de la siguiente regresión para cada año y cada empresa: $(R_{j_s} - rf_s) = \alpha + \beta(Rm_{do_s} - rf_s) + u_{j_s}$ donde: β = riesgo sistemático de la empresa j estimada en el periodo [t-59, t]; N = número de betas calculadas para cada año T.

Año T	β Media	β Mediana	β Máxima	β Mínima	N
1991	1,06	1,10	1,95	0,15	83
1992	1,08	1,05	2,27	-0,59	99
1993	1,10	1,08	2,21	0,24	95
1994	1,13	1,07	2,10	0,08	88
1995	1,10	1,04	2,39	0,07	91
1996	1,10	1,07	2,23	-0,28	92
1997	1,10	1,04	2,32	0,10	98
1998	1,10	1,08	2,23	0,19	102
1999	1,12	1,07	2,57	0,26	86
TOTAL	1,10	1,07	2,57	-0,59	834

Una vez disponemos del riesgo sistemático para cada empresa y año, se calculan los costes de capital para cada empresa y año a través de la expresión (74). Los estadísticos descriptivos de estos costes de capital se muestran en la Tabla 4.11. En ella se puede observar claramente el componente variable en el tiempo del coste de capital que ha existido en España en la década de los 90. Así, de un coste de capital medio después de impuestos en torno al 14-15% a principios de década se ha pasado a uno en torno al 7% a finales de la misma. Esta disminución se debe a la bajada de tipos de interés producida en España en el periodo analizado para la convergencia con los tipos de interés del resto de países de la zona Euro. Así se confirma que, aunque el tipo de interés medio total del período se sitúa en el 10,75%, utilizar un tipo de interés constante, como se ha realizado en varios trabajos que toman como referencia el mercado norteamericano, no es apropiado en el mercado español. Este mismo comportamiento se observa en cualquiera de los percentiles del coste de capital, así como en la tabla 4.12, que nos muestra la evolución en el tiempo de la

rentabilidad del activo libre de riesgo, que recordemos se ha calculado a partir de los repos a un mes sobre bonos emitidos por el Estado.

Tabla 4.11. Coste de capital después de impuestos

Los estadísticos descriptivos del coste de capital se refieren a la media, mediana, así como el mínimo, primer (P_{25}) y tercer percentil (P_{75}) y máximo, estimado para el periodo T a través de la siguiente expresión para cada año y cada empresa: $r_{jt} = (1 - IS_t) \cdot [rf_t + \beta_{jt}(Rm_{do_t} - rf_t)]$ donde: IS_t = tipo efectivo medio del impuesto de sociedades para el periodo T; rf_t es la rentabilidad del activo libre de riesgo para el periodo T; β_{jt} = riesgo sistemático de la empresa j para el periodo T; $(Rm_{do_t} - rf_t)$ es el exceso de rentabilidad del mercado sobre el activo libre de riesgo (=6%); N= Número de empresas para las que se estima el coste de capital para el periodo T.

Año T	Media	Mediana	Mínimo	P ₂₅	P ₇₅	Máximo	N
1991	13,86	14,02	9,73	12,37	15,18	17,87	83
1992	15,72	15,40	8,26	13,98	17,45	21,16	99
1993	11,84	11,87	7,89	9,90	13,64	16,79	95
1994	10,75	10,42	6,02	8,91	12,73	15,15	88
1995	11,91	11,68	7,20	9,86	13,92	17,80	91
1996	9,80	9,58	4,47	8,17	11,85	14,83	92
1997	8,62	8,32	4,03	7,17	10,02	14,11	98
1998	7,03	7,06	2,85	5,50	8,38	12,10	102
1999	7,41	7,20	3,54	5,84	8,66	14,03	86
TOTAL	10,75	10,38	2,85	8,13	13,51	21,16	834

Nota: Valores del coste de capital en tantos porcentuales para un periodo anual

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

rf: Tipo de interés medio del activo libre de riesgo, en tanto porcentual anual, calculado a través de los repos a un mes sobre Bonos emitidos por el Estado.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
rf	12,59	12,48	11,80	7,67	8,87	7,42	5,28	4,05	2,70

Fuente: Elaboración propia a partir del Boletín de la Central de Anotaciones del Banco de España.

4.4.3. Resultado anormal

El siguiente paso del estudio nos lleva a calcular los resultados anormales de cada empresa en cada periodo a través de la expresión (73). De esta forma, como hemos visto anteriormente, con los costes de capital calculados podemos obtener 834 resultados anormales. Los estadísticos de resumen más importantes

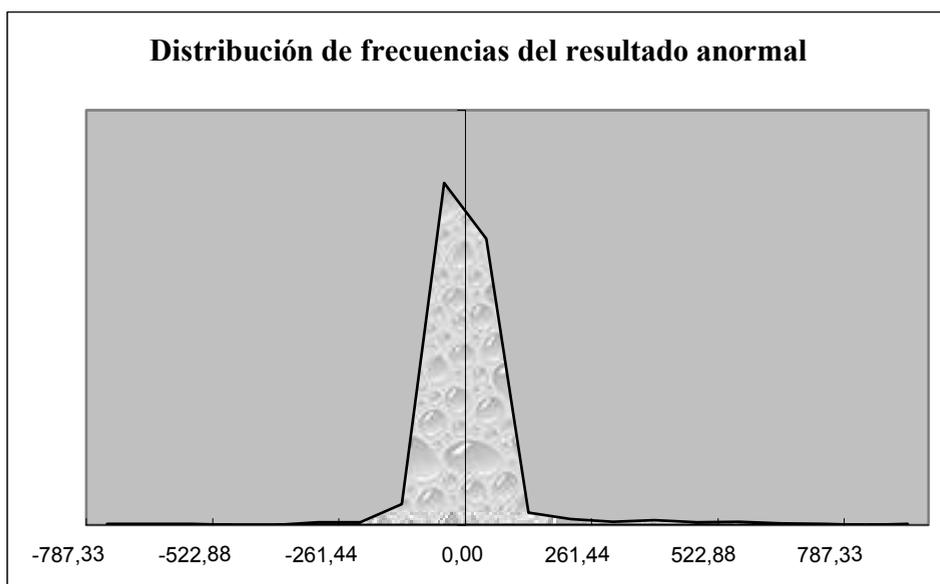
del resultado anormal, así como de sus variables componentes, los encontramos en la Tabla 4.13.

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

$x_{j,t}^a$: resultado anormal de la empresa j al cierre del año t , calculado mediante la expresión $x_{j,t}^a = x_{j,t} - r_{j,t} \cdot bv_{j,t-1}$; $x_{j,t}$ es el resultado después de impuestos de la empresa j en el periodo $(t-1,t)$; r_t es el coste de capital después de impuestos de la empresa j para el año t ; $bv_{j,t-1}$ es el patrimonio contable de la empresa j a principios del año t

	x_t^a	x_t	r_t	bv_{t-1}
Media	5,76	58,72	10,75	576,41
Mediana	-1,28	15,14	10,38	150,60
Máximo	837,12	1.804,80	21,16	13.467,71
Mínimo	-784,64	-659,57	2,85	0,75
Desv. Típica	100,26	176,33	3,54	1.413,20
Asimetría	2,21	4,65	0,24	5,12
Curtosis	29,31	30,88	2,40	32,99
Observaciones	834	834	834	834
Nº empresas	121	121	121	121

Nota: Los datos contables aparecen en millones de euros. Tipo conversión: 166,386 pesetas/euro



Como puede observarse, en promedio las empresas de la muestra han conseguido superar ligeramente la rentabilidad considerada como normal, ya que la media del resultado anormal es positiva. Sin embargo, la mediana muestra un valor negativo por lo que más del 50% de las observaciones son negativas. En resumen, dado que tanto la media como la mediana de los resultados anormales son muy próximas a cero en términos relativos, estos datos parecen corroborar la existencia de una economía competitiva en la que por término medio y de manera sostenida no se pueden alcanzar resultados anormales positivos. La distribución de frecuencias parece confirmar estos resultados, ya que la mayor parte de las observaciones se sitúan alrededor de un resultado anormal nulo.

Por otro lado, debido a las variaciones en el tipo de interés producidas a lo largo de la década es muy posible que a principios de los 90, cuando los tipos de interés eran altos, los resultados anormales fueran negativos, mientras que a finales de la década, cuando los tipos de interés eran bajos, los resultados anormales fueran positivos. Para verificar esta hipótesis, en la tabla 4.14 desglosamos estas mismas variables por años.

Tabla 4.14. Distribución por años del resultado anormal

t: Periodo analizado; n: número de casos de cada variable en el periodo t; x_t^a : resultado anormal en el periodo (t-1,t); x_t : media del resultado después de impuestos en el periodo (t-1,t); r_t : media porcentual del coste de capital después de impuestos en el periodo t; bv_{t-1} : media del patrimonio o valor contable a principios del periodo t; ROE_t : media de la rentabilidad contable sobre el patrimonio contable en el periodo (t-1,t), medida como el cociente entre el resultado después de impuestos del periodo (t-1,t) y el patrimonio contable a inicios del mismo, en tantos por ciento.

t	n	x_t^a		x_t	bv_{t-1}	r_t	ROE_t
		Media	Mediana				
1991	83	-11,38	-6,06	45,88	456,50	13,86	4,29
1992	99	-38,61	-15,96	28,35	468,31	15,72	-4,11
1993	95	-27,38	-9,93	24,20	495,74	11,84	-6,86
1994	88	0,94	-2,59	50,12	531,68	10,75	6,04
1995	91	3,23	-1,51	59,75	538,29	11,91	15,11
1996	92	11,72	0,71	62,69	562,14	9,80	12,07
1997	98	18,07	5,75	70,25	667,47	8,62	13,73
1998	102	38,43	9,02	81,49	694,64	7,03	16,48
1999	86	58,4	11,39	107,50	763,02	7,41	17,17
TOTAL	834	5,76	-1,28	58,72	576,41	10,75	8,17

Nota: Los datos en millones de euros. Tipo conversión: 166,386 pesetas/euro

Los resultados apoyan esta última afirmación, ya que en los primeros años la media y mediana del resultado anormal es negativa, mientras que pasa a ser positiva en los últimos años del periodo. Es decir, esto puede estar indicando que a principios de los años 90 los tipos de interés eran muy elevados y por tanto también lo era el coste de capital. Por ello, las empresas no pudieron, en su mayor parte, alcanzar la rentabilidad normal. Sin embargo, en los últimos años de la década el fuerte descenso en los tipos de interés ha provocado que las empresas hayan podido reducir sus costes de capital, y por tanto, haber conseguido mayores resultados anormales. Por otro lado, también hay que destacar el favorable crecimiento de la economía española y mundial en los últimos años de los 90 en oposición a la situación de recesión económica de principios de década. Las empresas de la muestra no fueron ajenas a esta situación como muestra la ROE en la última columna de la tabla 4.14.

4.4.4. Otras variables utilizadas en el estudio

A continuación abordamos las variables que hacen referencia a la "otra información". Como ya hemos indicado, la primera de ellas, la que es útil para la predicción de los resultados anormales, vamos a medirla a partir de la expresión (57) para los modelos basados en Feltham y Ohlson [1995]⁵³:

$$v_{1t,j} = f_{t,j}^{t+1} - r_{t,j} \cdot bv_{t,j} - \omega_{10,t} - \omega_{11,t} x_{t,j}^a - \omega_{12,t} bv_{t,j}$$

El cálculo de esta "otra información" requiere estimar previamente los parámetros necesarios del LIM. Por ello hasta 1992, primer año en que es posible dicha estimación, no podremos proceder a su cómputo. Como hemos visto en la tabla 4.8, en el periodo 1993-1999 disponemos de toda la información contable y de predicciones de resultados de analistas en 603 casos. A ellos le añadimos 94 predicciones de analistas que disponemos del año 1992, lo que totalizan 697 predicciones de resultados por parte de los analistas, que permiten calcular la primera variable de la "otra información" en 697 casos. Esta información del año 1992 es imprescindible para poder estimar el parámetro de persistencia de la "otra información" por primer vez en el año 1993 a través de la autoregresión $v_{1t,j} = \gamma_{10} + \gamma_1 v_{1t-1,j} + \varepsilon_{3t,j}$.

⁵³ El modelo de Ohlson [1995] supone una contabilidad insesgada, por lo que la expresión con la que calcularemos la "otra información" coincide con la expresión (57), tomando $\omega_{12}=0$.

La segunda de las variables de la "otra información", la que es relevante para la predicción del patrimonio contable, va a ser medida a partir de la expresión (45):

$$v_{2t,j} = bv_{t,j}^{t+1} - \omega_{20,t} - \omega_{22,t}bv_{t,j}$$

En la expresión (44) vimos que:

$$bv_{t,j}^{t+1} = bv_{t,j} + f_{t,j}^{t+1} - (1 + g_t)d_{t,j}$$

Por ello, además de la primera estimación en 1992 de los parámetros necesarios del LIM, de los datos contables y de las predicciones de los analistas, necesitamos las expectativas de pago de dividendos para el próximo. El procedimiento que vamos a seguir para obtener un valor de estas expectativas es el de considerar que las empresas que no han pagado dividendos en el periodo t , tampoco van a pagar dividendos en el momento $t+1$, esto es, $E_t[d_{t+1}] = 0$. Para el resto de casos, se considera un crecimiento esperado en los mismos igual a la mediana del crecimiento histórico del dividendo por acción de todas los casos de la muestra que pagan dividendos⁵⁴. Esta mediana se calculará con todos los datos disponibles hasta el momento t . De esta forma: $(1 + g) = \text{mediana}\left(\frac{d_t}{d_{t-1}}\right)$

La tabla 4.15 resume los cálculos realizados para obtener una estimación del crecimiento esperado en los dividendos. El primer periodo en el que se va a medir la variable "otra información" es 1992, por lo que es en este año cuando comenzamos a calcular la mediana del crecimiento. En total disponemos de 672 datos sobre el pago de dividendos en dos periodos consecutivos en el periodo 1991-1999. De estos 672 casos, en 185 no se pagaron dividendos y en 487 sí que se pagaron.

Los resultados muestran que las empresas tienden a aumentar ligeramente los dividendos por acción en el tiempo, con un crecimiento mediano en torno al 5-6% en cada uno de los años. Sólo en 1993 y 1994 se mantienen

⁵⁴ Los datos sobre los dividendos por acción han sido debidamente ajustados por la existencia de desdoblamiento de acciones.

mayoritariamente constantes, debido a que en torno al 56% de los casos se pagaron los mismos o menores dividendos. En nuestra opinión, este hecho está en consonancia con los resultados obtenidos en la tabla 4.14. En ella vimos que en los años 1992 y 1993 la economía española estuvo en un periodo de recesión y las empresas obtuvieron menores resultados. Por ello, en los años siguientes tuvieron que contener el pago de dividendos. Por último, merece la pena destacar que se produce un aumento de los dividendos en alrededor de un 60% de los casos de empresas que han pagado dividendos, y el porcentaje de casos de empresas que no pagan dividendos se sitúa en torno al 30% del total.

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

T: Periodo para el que se calcula el crecimiento esperado en los dividendos; $(1+g_T)$: Mediana del ratio d_t/d_{t-1} con la información sobre el pago de dividendos por acción que comprende el periodo 1991-T; N_1 : Número de casos de empresas que pagan dividendos y en los que se ha podido calcular el ratio d_t/d_{t-1} en el periodo 1991-T; N_{1+} : Número de casos en los que aumenta el dividendo por acción, esto es, el ratio $d_t/d_{t-1} > 1$; $N_{1=}$: Número de casos en los que el dividendo por acción se mantiene constante ($d_t/d_{t-1} = 1$); N_{1-} : Número de casos en los que disminuye el dividendo por acción ($d_t/d_{t-1} < 1$); N_2 : Número de casos que no pagan dividendos en el periodo 1991-T

T	$(1+g_T)$	N_1	N_{1+}	$N_{1=}$	N_{1-}	N_2
1992	1,0625	51	28	16	7	12
1993	1,0000	103	45	29	29	44
1994	1,0000	156	68	47	41	80
1995	1,0027	216	108	62	46	104
1996	1,0526	283	160	71	52	128
1997	1,0556	352	203	89	60	147
1998	1,0588	420	251	103	66	167
1999	1,0620	487	299	113	75	185

Una vez hemos obtenido los valores del crecimiento de los dividendos, podemos calcular las expectativas de pago de dividendos para el próximo periodo en cada año del periodo 1992-1999, esto es, $(1+g_t)d_t$, y con ello las expectativas del patrimonio contable para el próximo periodo en cada año del periodo 1992-1999, expresión (44): $bv_{t,j}^{t+1} = bv_{t,j} + f_{t,j}^{t+1} - (1 + g_t) d_{t,j}$.

En total, disponemos de 685 datos sobre dividendos en el periodo 1992-1999: los 603 casos necesarios para calcular los valores intrínsecos en el periodo 1993-1999 (ver tabla 4.8) y 82 casos previos del año 1992, necesarios

para poder estimar el factor de persistencia de la segunda variable de la "otra información" en 1993 a través de la regresión basada en la cuarta ecuación del LIM de Feltham y Ohlson[1995]: $v_{2t,j} = \gamma_{20} + \gamma_2 v_{2t-1,j} + \varepsilon_{4t,j}$. En todos estos casos disponemos también del patrimonio contable y de predicciones de resultados de los analistas, por lo que podremos calcular 685 predicciones del patrimonio contable para el próximo periodo a partir de dicha expresión (44), y 685 datos de la segunda de las variables de la "otra información".

La tabla 4.16 resume la estadística descriptiva de las predicciones de los resultados, dividendos y patrimonios contables⁵⁵. Los resultados muestran tendencias crecientes en los valores de las variables, lo que muestra el tamaño creciente de las empresas que cotizan en el mercado continuo. Merece la pena destacar los errores de predicción, que se muestran en el panel B de la tabla. Así, se confirma el optimismo de los analistas en las predicciones de resultados, ya que son, en promedio, un 8,40% superiores a los valores posteriormente observados. Sin embargo, las predicciones de dividendos y del patrimonio contable son insesgadas, pues se obtienen errores de predicción cercanos a cero.

Como ya se preveía, las predicciones del patrimonio contable y los dividendos, con errores absolutos de predicción del 15,07% y 21,75% respectivamente, son más precisas que la predicción de resultados de los analistas, con un error absoluto del 38,61%. Esto se debe a que el comportamiento de los dividendos es más previsible que el de los resultados contables, siendo la predicción del patrimonio contable resultado de la aplicación de la relación del excedente limpio.

A su vez, uno de los objetivos de la tesis es comparar los valores de mercado observados en el mercado con los valores intrínsecos calculados con toda la información disponible, por lo que también necesitamos los datos sobre los precios de mercado de las acciones de las empresas de la muestra.

⁵⁵ No podemos mostrar la estadística descriptiva de las variables de la "otra información" ya que estas variables dependen de las estimaciones de los parámetros del LIM. De este modo, hasta que no realicemos estas estimaciones en la primera parte del estudio empírico, no tendremos calculados sus valores.

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

f_t^{t+1} : predicción de los analistas en el periodo t del resultado del periodo (t,t+1); $(1 + g_t)d_t$: predicción en el periodo t de los dividendos del periodo t+1, realizada según el crecimiento mediano histórico de los dividendos; bv_t^{t+1} : predicción en el periodo t del patrimonio contable del periodo t+1, realizada bajo el cumplimiento de la relación del excedente limpio, y con las predicciones de resultados y dividendos.

PANEL A: Estadística descriptiva por año

t	f_t^{t+1}			$(1 + g_t)d_t$			bv_t^{t+1}		
	N	Media	Mediana	N	Media	Mediana	N	Media	Mediana
1992	94	38,31	9,88	82	29,13	6,98	82	547,02	169,47
1993	91	41,14	8,37	91	21,92	4,02	91	545,00	164,81
1994	83	62,40	16,39	83	23,93	3,57	83	628,55	216,84
1995	82	77,06	20,70	82	27,35	5,29	82	664,81	216,33
1996	84	81,24	22,21	84	32,13	7,35	84	809,80	206,09
1997	89	84,34	24,78	89	34,88	7,03	89	814,80	213,62
1998	94	94,82	27,27	94	38,44	8,08	94	843,17	223,08
1999	80	132,20	32,39	80	40,64	8,48	80	1084,19	248,10

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

PANEL B: Estadística descriptiva del periodo conjunto 1992-1999

Error Medio Predicción: Media del error relativo cometido en la predicción de las variables, calculado en función de la diferencia entre la predicción en el periodo t y el valor observado en el

periodo t+1, con t=1992-98: $(1/N) \sum_{j=1}^N (a_{t,j}^{t+1} - a_{t+1,j}) / |a_{t+1,j}| \cdot 100$; Error Absoluto Predicción: Media

en términos absolutos del error cometido en la predicción: $(1/N) \sum_{j=1}^N |a_{t,j}^{t+1} - a_{t+1,j}| / |a_{t+1,j}| \cdot 100$

1992-1999	f_t^{t+1}	$(1 + g_t)d_t$	bv_t^{t+1}
Observaciones	697	685	685
Media	75,56	31,06	741,12
Mediana	20,68	6,31	212,62
Máximo	2022,95	665,24	16502,72
Mínimo	-120,24	0	-45,33
Desviación Típica	202,22	82,29	1800,65
Asimetría	5,22	4,65	4,97
Curtosis	35,05	26,62	31,12
Error Medio Predicción	8,40%	0,30%	-1,86%
Error Absoluto Predicción	38,61%	21,75%	15,07%

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

La tabla 4.17 resume la estadística descriptiva de los valores de mercado que van a ser utilizados para comparar los 603 valores intrínsecos de las

empresas que obtendremos en el estudio. A su vez, incluimos el patrimonio contable con objeto de compararlo con el precio de mercado y obtener una visión previa del grado de conservadurismo de la contabilidad. Debemos indicar que los valores de mercado se han calculado como el producto del número de acciones que componen el capital social de la empresa por el precio de una acción al cierre del ejercicio, menos el valor contable de las acciones propias. Este ajuste debe realizarse para no infravalorar el patrimonio contable y los valores intrínsecos. Es decir, en el patrimonio contable no hemos incluido las acciones propias, por lo que los valores intrínsecos y el patrimonio contable reflejan el valor total de las acciones emitidas por las empresas y que no se encuentran en su cartera. Por ello, el valor de mercado debe reflejar sólo el valor de las acciones que hemos tomado como referencia⁵⁶. Por último el cociente entre precios y patrimonio muestran un valor del ratio P/bv superior a uno en todos los periodos, siendo su valor medio en torno a 2. Se observa asimismo un incremento de dicho ratio en los últimos años de la década, como consecuencia, fundamentalmente de la gran subida de los precios de mercado durante estos últimos años.

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

t: periodo considerado; N: número de valores de mercado y patrimonios contables; $P_{t,j}$: valor de mercado de la empresa j en el periodo t; $bv_{t,j}$: patrimonio contable de la empresa j en el periodo t; $P/bv_{t,j}$: ratio valor de mercado-valor contable de la empresa j en el periodo t

t	N	$P_{t,j}$		$bv_{t,j}$		$P/bv_{t,j}$	
		Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
1993	91	739,03	186,94	525,78	161,00	1,48	1,24
1994	83	721,26	273,08	590,07	197,76	1,73	1,31
1995	82	842,30	211,00	615,09	191,71	1,41	1,11
1996	84	1.167,12	259,87	760,69	195,56	1,62	1,27
1997	89	1.450,56	410,05	765,34	201,63	2,58	1,83
1998	94	1.983,16	477,70	786,80	199,29	3,21	2,14
1999	80	2.672,91	424,28	992,62	222,72	2,31	1,73
1993-1999	603	1.365,79	323,55	717,48	198,77	2,07	1,52

Nota: Valores monetarios en millones de euros. Tasa de conversión: 166,386 pesetas/euros.

⁵⁶ Siendo estrictos, lo correcto hubiera sido hallar el valor de mercado como el producto del precio de una acción por el número de acciones emitidas que no se consideran como propias. Sin embargo, aunque tenemos información sobre el valor contable de las acciones propias, no hemos tenido acceso a su número, por lo que no ha sido posible aplicar este método.