

LA RELACIÓN RENTABILIDAD-RIESGO EN UN CONTEXTO DE INFORMACIÓN ASIMÉTRICA: UNA APLICACIÓN AL MERCADO ESPAÑOL*

Germán López Espinosa, Joaquín Marhuenda y Belén Nieto**

WP-EC 2004-11

Correspondencia a: Germán López Espinosa, Universidad de Alicante, Dpto. Fundamentos de Análisis Económico, Campus San Vicente del Raspeig, 03071 Alicante, Tel.: 965 903 621, E-mail: g.lopez@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Abril 2004

Depósito Legal: V-2126-2004

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Los autores agradecen el apoyo del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto BEC2002-03797. También se quiere destacar la contribución de I/B/E/S International Inc. por facilitar el acceso a los datos sobre predicción de beneficios.

** G. López, J. Marhuenda y B. Nieto: Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Universidad de Alicante.

LA RELACIÓN RENTABILIDAD-RIESGO EN UN CONTEXTO DE INFORMACIÓN ASIMÉTRICA: UNA APLICACIÓN AL MERCADO ESPAÑOL

Germán López Espinosa, Joaquín Marhuenda y Belén Nieto

RESUMEN

El objetivo de este trabajo consiste en comprobar si, en el ámbito del mercado español, la existencia de información diferencial afecta al nivel de rentabilidad de los títulos. En muchos trabajos es práctica habitual emplear como proxy del diferencial de información el grado de seguimiento de las empresas por parte de los analistas financieros, medido éste por el número de estimaciones anuales de beneficios que emiten. Sin embargo, en este trabajo se sigue un enfoque diferente basado en el planteamiento propuesto por Hong, Lim y Stein (2000). En particular, dada la estrecha relación existente entre el número de analistas que siguen a una empresa y el tamaño de ésta, se utiliza como proxy del diferencial de información la cobertura residual por parte de los analistas que se obtiene como residuo de la regresión entre el número de analistas que siguen a una empresa y su tamaño. La evidencia obtenida, en un primer momento, indica que el CAPM no es capaz de explicar las diferencias de rentabilidad observadas entre las carteras construidas por el nivel de cobertura residual. Tras obtener este resultado, el siguiente paso consiste en explicar la forma en que el diferencial de información afecta al nivel de rentabilidad.

Palabras clave: IBES, analistas financieros, diferencial de información, cobertura residual.

ABSTRACT

The aim of this paper consists on seeing whether the information differential affects to the stocks return in the Spanish market. Usually the firm attention by financial analysts, expressed by de number of earnings estimations, has been used as a proxy of the differential information. Nevertheless, in this paper we use a different point of view based in the approach of Hong, Lim and Stein (2000). In particular, given the close relation between the firm size and the analysts' number following the firm, we use residual from the regression of the number on analysts following a firm on size as a proxy of the information differential. The results show, firstly, that the CAPM cannot explain the return difference among portfolios constructed by the residual coverage level. With this evidence, the next step is to explain how the information differential can affect the stock return level.

Keywords: IBES, financial analysts, information differential, residual coverage.

1. Introducción

Los modelos de valoración de activos asumen, habitualmente, que los inversores disponen de información completa acerca de todos los títulos existentes en el mercado. Esto es, que la difusión de cualquier tipo de información se produce instantáneamente y que los inversores actúan de acuerdo con ella tan pronto como les es posible. De esta forma, estos modelos ignoran la posibilidad de que existan deficiencias informativas y, su riesgo de estimación correspondiente. Así aceptan que los coeficientes de riesgo sistemático capturan todas las dimensiones del riesgo, de manera que si éstos coincidieran para dos compañías, la rentabilidad que se esperaría de ellas debería coincidir. Sin embargo, ¿qué ocurre si los inversores tienen en cuenta el nivel de fiabilidad de estos coeficientes?

Si los inversores no sólo tienen en cuenta las estimaciones de riesgo de los títulos, sino también la fiabilidad o credibilidad que éstos otorguen a sus decisiones, la rentabilidad esperada para dos títulos con idénticos coeficientes de riesgo sistemático y con distinta percepción del riesgo de sus estimaciones de riesgo no sería la misma. En este sentido, se puede deducir que cuanto mayor nivel de información se disponga sobre una compañía, más fiables serán las estimaciones que se publiquen sobre ella, por lo que el riesgo de estimación atribuido por el inversor a las mismas será menor. Si lo anterior es cierto, podría existir un vínculo entre el nivel de información de las empresas y su rentabilidad, puesto que en cierta manera la fiabilidad está condicionada por el nivel de información.

Por tanto, lo primero que cabe plantearnos es si existe, o no, información diferencial entre los distintos títulos existentes en el mercado español. Si la respuesta es afirmativa, entonces la siguiente pregunta sería cómo este diferencial afecta a las rentabilidades de los mismos. En este sentido existen dos posibilidades. Por un lado, es posible que los títulos de los que se dispone menor información se entiendan más arriesgados y, por tanto, los inversores exijan una mayor rentabilidad para invertir en ellos. En este caso, la información sería una fuente de riesgo adicional a las tradicionalmente consideradas. Por otro, las diferencias de información podrían afectar a la percepción del riesgo más que al riesgo en sí. Es decir, la percepción del riesgo de los activos por parte de los inversores sería mayor en momentos en los que existe poca información en general. Por tanto, en esos momentos, el riesgo asociado a los activos y su rentabilidad serían mayores que tales variables para los mismos activos en momentos de alto nivel de información. Así entendido el papel de la información, estaríamos

dando a la misma el carácter de variable de estado. A continuación, hacemos un repaso a la literatura que trata este tema en alguno de los dos sentidos.

Klein y Bawa (1977) fueron los primeros en indagar acerca de la cuestión anterior. Estos autores demostraron que si no se dispone de información suficiente, tanto el conjunto de carteras disponible como la elección de la cartera óptima se realizan, como consecuencia del riesgo de estimación, mediante el uso de un análisis media-varianza diferente del tradicional. En particular, en el caso en que existen dos subconjuntos de títulos con niveles de información diferentes, estos autores demuestran que los inversores adversos al riesgo limitarían sus carteras a los títulos sobre los que se dispone más información.

Posteriormente, Barry y Brown (1985) descubren que la cantidad de información disponible sobre los títulos influye en el riesgo sistemático de los mismos, demostrando que las compañías con escasa información tienen un mayor riesgo sistemático cuando éste se mide apropiadamente, *ceteris paribus*.

La idea de que el diferencial de información existente entre los títulos pueda provocar implícitamente la aparición de un mayor nivel de riesgo, de manera que las rentabilidades requeridas sean mayores para los títulos con un menor nivel de información, ha recibido cierto apoyo en la literatura financiera. Arbel y Strebel [1982], Arbel, Carvell y Strebel [1983], Arbel [1985] y Carvell y Strebel [1987] obtienen evidencia de que aquellos títulos sobre los que se dispone de una menor información exhiben rentabilidades ajustadas superiores a las de los títulos con mayor información. La variable más utilizada para poner de manifiesto la diferencia en el nivel de información existente entre títulos ha sido el número de estimaciones de beneficios efectuadas por los analistas para el ejercicio en curso.

Merton (1987) desarrollo un modelo teórico que fundamentaba los resultados previamente obtenidos. En particular, consideró que en el mercado existen expectativas homogéneas condicionales de manera que los inversores únicamente tienen información sobre un subconjunto del total de títulos, careciendo de información de los restantes, y solamente negocian en aquellos títulos sobre los que disponen de información. Este modelo es capaz de explicar las rentabilidades anormales obtenidas como consecuencia de la existencia de información diferencial.

En lo que se refiere a la evidencia disponible en el mercado español, ésta se limita, hasta donde sabemos, al trabajo realizado por López y Marhuenda (2002). Estos

autores, usando como *proxy* del diferencial de información el número de estimaciones anuales de beneficios emitidas por los analistas financieros, obtienen evidencia que, en contra de lo esperado, pone de manifiesto la existencia de una relación positiva entre rentabilidad y nivel de información, incluso cuando se efectúa un ajuste por riesgo usando el CAPM.

No obstante, esto también ha sido obtenido, para el mercado estadounidense, por Barber, Lehavy, McNichols y Trueman (2001) mostrando que las empresas que reflejan un mayor nivel de información experimentan los mayores niveles de rentabilidad.

Teniendo en cuenta esta evidencia previa, el primer objetivo de este trabajo consiste en verificar la validez de estos resultados cuando se utiliza un *proxy* del diferencial de información alternativo. Como sugiere Bushan (1989), tanto el grado de cobertura que recibe una empresa (medido por el número de analistas que la siguen) como su tamaño pueden ser indicadores de su nivel de información. Por tanto, para evitar la posible interacción optamos por seguir la propuesta planteada por Hong, Lim y Stein (2000) según la cuál se controla el efecto que tiene el tamaño de las empresas sobre su grado de seguimiento por parte de los analistas. Para ello, se utiliza como *proxy* del nivel de información el residuo procedente de la regresión del nivel de cobertura sobre el tamaño de la empresa.

Una vez examinada la influencia sobre la rentabilidad del grado de cobertura residual, consideramos la posibilidad de que esta variable que puede reflejar la existencia de niveles de información diferentes esté relacionada con el riesgo de los activos. Así, comprobamos la relación existente entre las rentabilidades y un factor de riesgo agregado construido a la Fama-French como la diferencia entre la rentabilidad de los activos con el nivel de cobertura residual más bajo y la de aquellos con mayor grado de atención residual. En segundo lugar, considerando la segunda alternativa, contrastamos la posibilidad de que estas diferencias en el nivel de información establezcan las condiciones en las que se debe estimar el riesgo. Por ello, alternativamente, se considera el uso del *proxy* propuesto, en agregado, como instrumento que condiciona la relación entre rentabilidad esperada y riesgo en los activos.

Los resultados obtenidos al contrastar modelos de valoración tradicionales incluyendo la variable de información en los dos sentidos anteriormente indicados son poco alentadores. En particular, ni la prima asociada a un factor de riesgo de atención

calculado a la Fama-French ni la prima de riesgo asociada al nivel de atención agregada tomado como instrumento son estadísticamente significativas.

El trabajo está organizado de la siguiente forma: en la sección dos se describen los datos empleados en este estudio; a continuación, se analiza la relación existente entre la rentabilidad y el nivel de seguimiento residual que experimentan los diferentes títulos del mercado tanto ajustando como sin ajustar por riesgo; en el cuarto apartado, se analiza el papel de la atención como base de un factor de riesgo; seguidamente, se contrasta un CAPM condicional donde la variable de estado es el nivel de atención residual agregado y, finalmente, se presentan las conclusiones.

2. Datos.

La muestra analizada en este estudio consiste en las rentabilidades mensuales, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y "splits", de títulos pertenecientes a todas las compañías cotizadas en el mercado continuo entre enero de 1991 y diciembre de 1999. El número de empresas consideradas oscila desde un mínimo de 105 –que ocurrió en mayo, junio y julio de 1996- a un máximo de 129 empresas -que ocurrió en julio de 1999. Para cada una de estas empresas se utiliza la siguiente información:

- El número de estimaciones mensuales de beneficios para un año recibidas por cada compañía procedente de la base de datos I/B/E/S (Institutional Broker Estimation System) desde diciembre de 1990 hasta noviembre de 1999. En caso de carecer de esta información se considera que el número de estimaciones es cero.
- La capitalización mensual de mercado de cada empresa de la muestra, desde diciembre de 1990 hasta noviembre de 1999, como proxy del tamaño.
- El ratio valor contable/valor de mercado para cada empresa calculado en cada mes como el cociente entre el valor de los fondos propios consolidados en diciembre del año anterior y la capitalización de ese mes.

Tomando como punto de partida esta información, se procede a calcular la cobertura residual para cada empresa por parte de los analistas de la siguiente forma:

$$\log(1 + EST_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(TAM_{it}) + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, n \\ t = 1, 2, \dots, 108 \end{matrix} \quad [1]$$

donde: EST_{it} representa el número de estimaciones anuales de beneficios realizados para la empresa i en el mes t , TAM_{it} representa el tamaño de la empresa i en el mes t , n representa el número de activos existentes en el mes t y ε_{it} representa el nivel de cobertura residual que recibe la empresa i en el mes t .

Por otra parte, teniendo en cuenta los títulos que cotizan en cada momento del tiempo se ha calculado un índice equiponderado que se emplea como proxy de la cartera de mercado. Adicionalmente, como rentabilidad del activo libre de riesgo se ha utilizado en el período 1991-1995, el equivalente mensual tipo de interés de las Letras del Tesoro a un año en el mercado secundario y a partir de 1995 los repos a un mes.

3. Diferencial de información vs rentabilidad.

Como se ha indicado previamente, el objetivo inicial de este trabajo consiste en comprobar si el diferencial de información existente entre los diferentes títulos disponibles en el mercado determina, o no, la existencia de niveles distintos de rentabilidad.

Una vez disponemos para cada mes de una estimación del grado de cobertura residual que los analistas prestan a las empresas, el siguiente paso consiste en ordenar de menor a mayor los títulos disponibles cada mes teniendo en cuenta esta variable. A continuación, y de acuerdo con esta clasificación, los títulos son asignados a diez carteras que representan su nivel de seguimiento. Así, la cartera $CA1$ refleja el nivel de seguimiento más bajo y la cartera $CA10$ el más alto. Seguidamente, para cada cartera se calcula su rentabilidad en el mes siguiente al de formación asignando idéntico peso a cada título que forma parte de la misma. Actuando de esta forma se dispone de una serie temporal de 108 rentabilidades mensuales para cada cartera y, adicionalmente, como consecuencia de la metodología de formación de cartera empleada se minimiza al máximo la posible aparición de un sesgo de supervivencia.

En la Tabla 1 se ofrecen los resultados para cada una de las carteras, así como los referentes a la diferencia entre las carteras extremas, obtenidos utilizando como

Tabla 1. Resultados obtenidos teniendo en cuenta el grado de atención

	RENTAB. MEDIA	σ	ALFAS DE JENSEN	BETA
CA1	0.008264 (1.419) 0.1587	0.045303	-0.002792 (-0.781) 0.4364	0.583280 (8.376) 0.0000
CA2	0.010651 (1.533) 0.1281	0.062406	-0.003089 (-1.197) 0.2338	0.946483 (17.21) 0.0000
CA3	0.020916 (2.685) 0.0084	0.066593	0.006899 (2.385) 0.0188	0.984021 (13.47) 0.0000
CA4	0.016595 (2.634) 0.0097	0.059122	0.003219 (1.517) 0.1320	0.897248 (20.36) 0.0000
CA5	0.010030 (1.433) 0.1545	0.064049	-0.003821 (-1.301) 0.1958	0.961521 (19.64) 0.0000
CA6	0.017002 (2.190) 0.0307	0.069678	0.002339 (0.830) 0.4079	1.071405 (22.27) 0.0000
CA7	0.014534 (1.724) 0.0875	0.075528	-0.000550 (-0.147) 0.8829	1.128373 (12.80) 0.0000
CA8	0.013911 (1.609) 0.1105	0.071671	-0.001072 (-0.386) 0.6997	1.114762 (17.52) 0.0000
CA9	0.011784 (1.397) 0.1652	0.075646	-0.003779 (-1.452) 0.1493	1.193202 (15.61) 0.0000
CA10	0.013717 (1.210) 0.2287	0.097561	-0.004165 (-1.084) 0.2804	1.507091 (13.85) 0.0000
CA1-CA10	-0.005453 (-0.679) 0.4980	0.076241	0.001373 (0.240) 0.8103	-0.923812 (-6.385) 0.0000
Market	0.014135 (1.992) 0.0488	0.059175		
F p-value	14.45883 0.106914		18.43384 0.048072	

Esta tabla presenta la rentabilidad media de cada una de las diez carteras de atención construidas mensualmente desde enero de 1991 hasta diciembre de 1999. Después del análisis con rentabilidades puras, se presentan los resultados ajustados por riesgo utilizando el CAPM.

$$R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - r_{ft}) + e_{pt}$$

Para todas las estimaciones, se ha utilizado el Método Generalizado de los Momentos. Para cada estimación se presenta su t-estadístico y su p-valor. También se muestra información sobre una cartera larga en los títulos con menor seguimiento y corta en los más atendidos, CA1 – CA10. Finalmente, la última fila presenta el test de Wald para la hipótesis de igualdad de rentabilidades entre carteras.

procedimiento de estimación el Método Generalizado de Momentos (*MGM*)¹. Como se puede observar en la segunda columna la rentabilidad no muestra una relación clara

¹ Este método de estimación se mantiene en el resto del trabajo.

con el nivel de seguimiento. Aunque, las empresas con el mayor nivel de atención superan a las que reciben un menor seguimiento por parte del mercado este exceso de rentabilidad no es significativo. Por otra parte, tal y como se puede observar en la última fila, al comprobar la hipótesis de igualdad de la rentabilidad entre las diferentes carteras los resultados obtenidos de acuerdo con el test de Wald implican la aceptación de dicha hipótesis. Así, deberíamos descartar inicialmente que el diferencial de información tuviera efecto alguno sobre el nivel de rentabilidad.

No obstante, el análisis previo ha considerado exclusivamente rentabilidades puras, esto es, no ha tenido en cuenta de forma explícita la existencia de distintos niveles de riesgo. Por ello, seguidamente se analiza si el comportamiento previamente observado persiste después de efectuar un ajuste por riesgo usando el *CAPM*, para ello se estima la siguiente ecuación:

$$R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + e_{pt} \quad \begin{array}{l} p = 1, 2, \dots, 10 \\ t = 1, 2, \dots, 108 \end{array} \quad [2]$$

donde: R_{pt} , representa la rentabilidad de la cartera p en el mes t ; r_{ft} , indica el nivel de rentabilidad del activo libre de riesgo en el mes t ; R_{Mt} , es la rentabilidad de la cartera de mercado en el mes t ; β_p , es el nivel de riesgo sistemático de la cartera p ; α_p , es el alfa de Jensen de la cartera p y e_{pt} , representa una perturbación aleatoria.

Como se puede comprobar en la cuarta columna de la Tabla 1, no se observan rentabilidades anormales significativamente distintas de cero, excepto en la tercera cartera de atención, siendo ésta positiva y significativa al 2%. Por otra parte, una vez se efectúa el ajuste por riesgo la cartera con menor atención supera a la que recibe una atención mayor, si bien de forma no significativa. Finalmente, para comprobar la validez, o no, del *CAPM* se realiza un test de significación conjunta de los alfas de Jensen correspondientes a cada una de las diez carteras de atención. Los resultados obtenidos indican que la hipótesis nula de ausencia de rentabilidad anormal para las diez carteras conjuntamente se rechaza con un nivel de significación inferior al 5%. Por tanto, podemos concluir que un modelo como el *CAPM* sería incapaz de explicar el diferencial de rentabilidad existente en las carteras clasificadas teniendo en cuenta su grado de atención. Así, parece que el diferencial de información puede afectar al proceso de valoración de activos.

4. Un factor de riesgo basado en la atención

Dados los resultados anteriores podríamos pensar que de algún modo la atención que reciben las empresas por parte de los analistas está relacionada con su nivel de riesgo. En este sentido, proponemos la construcción de un factor de riesgo agregado, siguiendo la metodología de Fama y French (1993), basado en el *proxy* de información propuesto. A continuación, se describe la construcción de este factor, se analiza su relación con las rentabilidades y se contrasta la significatividad de la prima vinculada al mismo.

4.1. Construcción del factor de riesgo

Dado el éxito alcanzado en la literatura financiera reciente por la propuesta metodológica de Fama y French (1993) en la construcción de sus factores de tamaño y book-to-market, planteamos la construcción de un factor de riesgo basado en la atención en esta misma línea, que haremos competir con los factores de los autores anteriores.

El siguiente paso consistiría en construir cada uno de los tres factores objeto de análisis, además del de mercado, teniendo en cuenta que éstos deberían estar incorrelacionados. El factor de tamaño (*SMB*) se construyó siguiendo el proceso descrito por Fama y French (1993)², por tanto está incorrelacionado con el factor de book-to-market (*HML*). Dado que nuestro *proxy* de información son los residuos de la ecuación [1], éstos están incorrelacionados con el tamaño. Por esta razón, únicamente sería necesario aplicar este proceso de construcción incorrelacionada a los factores de book-to-market y atención (*LMMA*). A continuación, se describe el mismo:

- En primer lugar, se construyen tres grupos de carteras en orden ascendente teniendo en cuenta tanto el book-to-market como el grado de atención residual de los distintos títulos que componen nuestra muestra. En particular, para las carteras de book-to-market tendremos: bajo (L), medio (M) y alto (H). Mientras que para las carteras de atención residual la denominación será: baja atención (LA), atención media (MA) y alta atención (HA).

² El factor de riesgo vinculado al tamaño fue facilitado por Belen Nieto Doménech.

- A continuación, se forman nueve carteras que reflejan las interacciones existentes entre los tres grupos de book-to-market y los tres de atención residual. Por tanto, tenemos: L/LA, L/MA, L/HA, M/LA, M/MA, M/HA, H/LA, H/MA y H/HA.
- Finalmente, se obtienen los factores de riesgo asociados tanto a la atención residual como al book-to-market:
 - * El factor de atención residual (*LMMA*) se obtiene como la diferencia cada mes entre las medias simples de las tres carteras con nivel de atención más bajo (L/LA, M/LA, H/LA) y las medias simples de las tres carteras con mayor nivel de atención residual (L/HA, M/HA, H/HA).
 - * Por su parte, el factor vinculado al book-to-market (*HML*) se calcula como la diferencia cada mes entre las medias simples de las tres carteras con un mayor book-to-market (H/LA, H/MA, H/HA) y las medias simples de las tres carteras con menor book-to-market (L/LA, L/MA, L/HA).

Para verificar que el proceso de construcción de factores de riesgo ha sido el adecuado se comprueba cuál es el grado de correlación existente entre ellos. Así, en la siguiente tabla se presentan las correlaciones existentes entre los factores de riesgo que hemos construido, el factor de tamaño y el de mercado. Como podemos comprobar las correlaciones entre los tres primeros son bajas y las correlaciones de éstos con el mercado están en la línea de lo observado en la literatura³. En cuanto a la correlación entre el factor de atención y el de mercado podemos observar que es negativa en contra de lo que cabría esperar⁴.

³ A niveles de correlación similares, en el ámbito del mercado americano, llegan Fama y French (1993) y Nieto (2001) y Menéndez (2002) en el mercado español.

⁴ Estos resultados estarían en línea con los obtenidos por López y Marhuenda (2002).

Tabla 2. Correlación entre los diferentes factores

	MARKET PREMIUM	SMB	HML	LMMA
MARKET PREMIUM	1.000000			
SMB	0.491420	1.000000		
HML	0.307576	0.371956	1.000000	
LMMA	-0.570091	-0.101483	-0.079734	1.000000

4.2. Comparación entre alternativas de especificación de riesgo.

Considerados estos factores de riesgo tratamos de analizar diferentes especificaciones que traten de mejorar el comportamiento del *CAPM* observado en el apartado anterior. Esto es, en este apartado intentamos comprobar si existe alguna especificación que pueda explicar el comportamiento de la rentabilidad de las carteras de atención residual. En particular, consideramos distintas combinaciones de los factores citados previamente. Para ello, estimamos en serie temporal las siguientes ecuaciones para cada cartera:

$$\text{MODELO 1: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{SMB} SMB + u_{pt}$$

$$\text{MODELO 2: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{HML} HML + \eta_{pt}$$

$$\text{MODELO 3: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{LMMA} LMMA + z_{pt}$$

$$\text{MODELO 4: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{LMMA} LMMA + \beta_{SMB} SMB + v_{pt}$$

$$\text{MODELO 5: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{HML} HML + \beta_{SMB} SMB + \varepsilon_{pt}$$

$$\text{MODELO 6: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - r_{ft}) + \beta_{HML} HML + \beta_{SMB} SMB + \beta_{LMMA} LMMA + \pi_{pt}$$

En la Tabla 3 aparecen los resultados correspondientes a cada una de las diferentes especificaciones consideradas. En concreto, para cada una de ellas se ofrece la estimación de la rentabilidad anormal, α_p , para cada cartera de atención residual y, además, en la última fila se presentan los resultados obtenidos al estimar la hipótesis de ausencia conjunta de rentabilidad anormal que, lógicamente, sugeriría que especificación es más correcta. Como se puede observar, de todas las especificaciones propuestas únicamente se acepta, a niveles de significación habituales, la hipótesis de que todas las rentabilidades anormales son conjuntamente nulas cuando se considera únicamente el premio por riesgo del mercado y el premio por riesgo asociado al nivel de atención. También se podría aceptar marginalmente la especificación que incluye tanto

Tabla 3. Resultados obtenidos utilizando diferentes especificaciones del riesgo

	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
CA1	-0.002777 (-0.793) 0.4294	-0.002842 (-0.802) 0.4240	-0.004760 (-1.514) 0.1330	-0.005191 (-1.700) 0.0920	-0.002729 (-0.789) 0.4318	-0.005185 (-1.755) 0.0821
CA2	-0.002356 (-0.950) 0.3441	-0.003129 (-1.204) 0.2309	-0.005097 (-2.156) 0.0334	-0.004462 (-1.853) 0.0667	-0.002291 (-0.920) 0.3592	-0.004453 (-1.799) 0.0749
CA3	0.007059 (2.248) 0.0266	0.007006 (2.441) 0.0163	0.003805 (1.510) 0.1338	0.003330 (1.272) 0.2060	0.006962 (2.310) 0.0228	0.003321 (1.312) 0.1923
CA4	0.003124 (1.520) 0.1315	0.003177 (1.543) 0.1258	0.001947 (0.839) 0.4031	0.001511 (0.673) 0.5023	0.003160 (1.565) 0.1206	0.001516 (0.679) 0.4981
CA5	-0.004616 (-1.621) 0.1080	-0.003923 (-1.353) 0.1789	-0.002907 (-0.996) 0.3215	-0.003887 (-1.363) 0.1757	-0.004547 (-1.615) 0.1092	-0.003879 (-1.356) 0.1780
CA6	0.000955 (0.367) 0.7141	0.002344 (0.831) 0.4075	0.003530 (1.267) 0.2079	0.001733 (0.652) 0.5154	0.000901 (0.357) 0.7213	0.001726 (0.676) 0.5004
CA7	-0.001628 (-0.456) 0.6492	-0.000509 (-0.136) 0.8915	0.001184 (0.345) 0.7303	-3.10E-05 (-0.009) 0.9928	-0.001705 (-0.484) 0.6293	-4.03E-05 (-0.011) 0.9905
CA8	-0.002479 (-1.022) 0.3089	-0.001081 (-0.390) 0.6966	0.001343 (0.592) 0.5546	-0.000208 (-0.103) 0.9176	-0.002520 (-1.049) 0.2963	-0.000214 (-0.106) 0.9152
CA9	-0.004108 (-1.553) 0.1234	-0.003714 (-1.486) 0.1402	-0.001432 (-0.640) 0.5234	-0.001383 (-0.623) 0.5342	-0.004181 (-1.619) 0.1085	-0.001393 (-0.636) 0.5260
CA10	-0.004006 (-1.017) 0.3112	-0.004041 (-1.086) 0.2796	-0.000837 (-0.267) 0.7894	0.000169 (0.052) 0.9580	-0.004118 (-1.087) 0.2792	0.000155 (0.047) 0.9619
CA1- CA10	0.001229 (0.215) 0.8302	0.001199 (0.217) 0.8286	-0.003923 (-0.906) 0.3666	-0.005361 (-1.244) 0.2161	0.001390 (0.253) 0.8001	-0.005340 (-1.299) 0.1968
χ^2	20.48781 0.024962	18.26850 0.050600	15.48238 0.115440	21.27825 0.019235	20.20551 0.0274	20.67343 0.023489

Esta tabla presenta los resultados obtenidos al utilizar seis especificaciones diferentes intentando mejorar los resultados del CAPM. Las seis especificaciones son combinaciones de los factores de Fama-French - $(R_{mt} - R_{ft})$, *SMB* y *HML*- y el nuevo factor, *LMMA*, construido como la diferencia entre la rentabilidad de las acciones con menor y mayor nivel de atención.

$$\text{MODELO 1: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{SMB} SMB + u_{pt}$$

$$\text{MODELO 2: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{HML} HML + \eta_{pt}$$

$$\text{MODELO 3: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{LMMA} LMMA + z_{pt}$$

$$\text{MODELO 4: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{LMMA} LMMA + \beta_{SMB} SMB + v_{pt}$$

$$\text{MODELO 5: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{HML} HML + \beta_{SMB} SMB + \varepsilon_{pt}$$

$$\text{MODELO 6: } R_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{HML} HML + \beta_{SMB} SMB + \beta_{LMMA} LMMA + \pi_{pt}$$

Los resultados de cada columna son los alfas de cada modelo. También se presentan el t-estadístico y el p-valor de cada estimación. Finalmente, la última fila presenta un test de Wald para la hipótesis de ausencia conjunta de rentabilidad anormal para las diez carteras.

al premio de mercado como al factor asociado al book-to-market. Todas las demás especificaciones consideradas implicarían el rechazo de la hipótesis conjunta y, por tanto, deberían descartarse. Aunque hemos comprobado que el modelo que incluye nuestro factor atención y el mercado se ajusta satisfactoriamente a los datos de nuestra muestra, no debemos olvidar la correlación negativa entre las rentabilidades y el factor de atención⁵.

4.3. *¿Es significativa la prima de riesgo del factor de atención?*

Como acabamos de ver, el modelo que mejor se comporta, con las salvedades que se han comentado, es el que incluye el factor de mercado y nuestro factor de atención. Ahora bien, nos deberíamos preguntar si el riesgo que suponemos que incorpora este factor es valorado por los inversores, o no, cuando exigen una determinada rentabilidad a sus inversiones. En otras palabras, nos preguntamos si la prima de riesgo asociada a este factor es significativa. Para comprobarlo realizamos un contraste a la Fama y MacBeth (1973).

Como se sabe, el contraste consta de dos etapas: en la primera se estiman las betas de las diez carteras como las pendientes de la rentabilidad de cada cartera en exceso sobre el rendimiento libre de riesgo con respecto a los distintos factores que incluya el modelo en serie temporal y en la segunda se estiman los parámetros que acompañan a estas betas en una regresión de sección cruzada.

En este caso, la primera estimación de betas se realiza con un conjunto de 12 observaciones, correspondientes al primer año de datos de nuestra muestra, y las betas estimadas se asignarán al mes de diciembre de 1991 para la estimación de sección cruzada posterior. La siguiente estimación, mediante la que se obtendrán las betas correspondientes a enero de 1992, se realiza con los 13 primeros datos de la muestra. Y así sucesivamente hasta un total de 36 meses. A partir de entonces el conjunto de observaciones para la estimación de betas se va desplazando, incorporando una observación más y eliminando la primera, siempre un total de 36 datos. Al final disponemos de una serie de 97 betas relativas a cada factor que se referirán a cada mes desde diciembre de 1991 hasta diciembre de 1999.

⁵ Aunque no aparecen en la Tabla 3, los resultados obtenidos muestran la existencia de una relación negativa entre la rentabilidad de las carteras construidas de acuerdo con la atención residual y el coeficiente beta asociado al factor de atención.

Una vez estimadas las variables explicativas, realizamos la estimación de sección cruzada indicada a continuación en cada mes de los 97 comentados antes.

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{pmt} + \gamma_{2t}\hat{\beta}_{pSMBt} + \gamma_{3t}\hat{\beta}_{pHMLt} + \gamma_{4t}\hat{\beta}_{pLMMAt} + u_{pt} \quad , \quad p = 1, 2, \dots, 10$$

El estimador final será la media de la serie de 97 gamas estimadas y el contraste de significatividad individual se realiza con una t de Student en cuyo numerador está esa media y en el denominador la desviación estándar de esta serie dividida por la raíz de 97.

Los resultados de cuatro modelos estimados siguiendo esta metodología se presentan en la Tabla 4. En cada fila se presenta el estimador de la gama que acompaña a cada beta considerada por el modelo, su estadístico t debajo entre paréntesis, y en la última columna el coeficiente de determinación obtenido con la suma de las 97 sumas totales y sumas residuales de cada regresión.

La primera fila corresponde al modelo de tres factores de Fama y French (1993). Como vemos, ninguna de las primas asociadas a los factores es significativamente distinta de cero, e incluso la pendiente de la beta con respecto al factor basado en el cociente valor contable-valor de mercado es negativa⁶. Aún así, la constante no es significativamente distinta de cero y el coeficiente de ajuste es alto (57%). Si consideramos como factores de riesgo explicativos de los rendimientos el mercado y nuestro factor de atención, los resultados son aún peores. La prima asociada al mercado pasa a ser negativa, aunque tampoco significativa, y la pendiente de la beta con respecto a la atención, que esperaríamos que fuera positiva, es negativa y tampoco significativamente distinta de cero. Cuando combinamos los factores de Fama y French con nuestro factor es cuando obtenemos el mayor R cuadrado (67%). En este caso, la prima asociada al mercado es algo mayor y más estable que en el modelo de Fama y French y, aunque la prima del factor de atención es significativa al 10%, presenta signo negativo. Por último, considerando los tres factores más relevantes, de algún modo, (mercado, HML y LMMA) observamos cómo la combinación de los dos últimos hace que la prima del factor de valor contable-valor de mercado pase a ser estadísticamente significativa, eso sí, con signo negativo como antes.

⁶ Este resultado es consistente a la evidencia disponible con datos del mercado español. Véase Nieto (2001).

Tabla 4. Estimaciones de la prima de riesgo

	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Modelo 1	0.0002 (0.02)	0.0140 (1.38)	0.0017 (0.38)	-0.0090 (-1.03)		0.57
Modelo 2	0.0161 (1.80)	-0.0019 (-0.19)			-0.0028 (-0.52)	0.44
Modelo 3	-0.0042 (-0.37)	0.0177 (1.50)	0.0018 (0.39)	-0.0126 (-1.34)	-0.0101 (-1.92)	0.67
Modelo 4	-0.0029 (-0.31)	0.0163 (1.56)		-0.0171 (-2.24)	-0.0069 (-1.26)	0.56

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama-MacBeth para la siguiente regresión, donde la variable dependiente es la rentabilidad mensual de los deciles de atención desde diciembre de 1991 hasta diciembre de 1999.

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\hat{\beta}_{pmt} + \gamma_{2t}\hat{\beta}_{pSMBt} + \gamma_{3t}\hat{\beta}_{pHMLt} + \gamma_{4t}\hat{\beta}_{pLMMA_t} + u_{pt} \quad p = 1, 2, \dots, 10$$

Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus t-valores son calculados utilizando la desviación standard de las series de estimaciones. El R^2 es calculado con la suma residual y total. Las variables explicativas son las betas de los diferentes factores, y están estimadas con los datos previos para cada estimación de sección cruzada, incluido el mes en cuestión, mediante la ecuación de serie temporal siguiente.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{iSMB}SMB_t + \beta_{iHML}HML_t + \beta_{iLMMA}LMMA_t + \varepsilon_{it}$$

$(R_{mt} - R_{ft})$, SMB y HML son los tres factores de Fama-French y $LMMA$ es un factor construido como la diferencia de rendimientos entre los activos que han recibido menos atención y los activos más atendidos. Se han estimado 4 modelos considerando diferentes combinaciones de los 4 factores.

5. ¿Nos estamos equivocando al pretender que esta medida de información asimétrica implique un factor de riesgo valorado por los inversores?

Hagamos un repaso de lo que tenemos hasta el momento. Hemos fundamentado el trabajo realizado hasta aquí en que las diferencias de información disponible y pública en la que los inversores basan sus decisiones implican diferencias en riesgo. Si la cantidad de información de la que se dispone es menor o sitúa al inversor en una posición desfavorable frente a otros inversores mejor informados que él, la inversión en el activo conllevará un mayor riesgo para éste. Nosotros hemos elegido como una medida de la cantidad de información la atención que prestan los analistas financieros a los activos bursátiles, midiendo esta atención por el número de estimaciones de beneficios que éstos hacen sobre cada empresa. Si efectivamente entendemos que las empresas más atendidas son menos arriesgadas, debe existir, por tanto, una relación negativa entre esta medida de la cantidad de información y la rentabilidad de las mismas. Con esta idea en la mente, construimos un factor de riesgo agregado basado en

atención como la diferencia entre el rendimiento de las empresas menos atendidas por los analistas (más arriesgadas) y las más atendidas (menos arriesgadas) y esperamos que las empresas que sean más sensibles a este factor de riesgo ofrezcan una mayor rentabilidad.

Los resultados empíricos obtenidos con datos del mercado español no corroboran las ideas anteriores. En primer lugar, no se observa una relación monótona entre rentabilidad y grado de atención de las empresas, lo cual desvirtúa la construcción del factor de riesgo agregado a la Fama y French. En segundo lugar, la prima de riesgo asociada a este factor es negativa, aunque sólo parcialmente significativa, indicando que si incorpora riesgo lo hace en el sentido contrario al esperado.

Quizás nuestra inicial concepción del papel que juega esta variable en la toma de decisiones de inversión no ha sido del todo correcta. Lo que parece lógico es que los inversores tengan en cuenta las asimetrías informativas a la hora de negociar, pero quizás sea incorrecto hacerlo de forma contemporánea, es decir, asumiendo que el diferencial de información constituye un factor de riesgo a incluir en modelos de valoración de activos considerados en entornos estáticos. Ahora bien, puede que la variable analizada aquí sí contenga información valiosa para la toma de decisiones en una manera dinámica.

Más concretamente, si un inversor observa que una empresa ha estado atendida ampliamente por los analistas en el pasado, entenderá que existe una mayor cantidad de información no privilegiada en el presente y la probabilidad de que cometa un error que le perjudique al negociar los activos de esta empresa con un agente mejor informado que él es menor. En este sentido, necesitará una menor cobertura ante este riesgo de información asimétrica y exigirá una menor rentabilidad para invertir en tales activos. Si lo extrapolamos al mercado en su conjunto, la atención agregada sería un indicador de las condiciones en las que los inversores se encuentran a la hora de negociar, es decir, sería un instrumento que condiciona la relación entre rentabilidad y riesgo de los activos.

5.1. *Los modelos condicionales*

En un marco de trabajo dinámico, la ecuación fundamental de valoración de activos establece que existe un factor de descuento estocástico para el cual el rendimiento de cualquier activo debe cumplir la siguiente ecuación,

$$1 = E_t[M_{t+1}\tilde{R}_{it+1}] \quad [3]$$

donde E_t es el operador esperanza condicionado a la información disponible en t , M_{t+1} denota al factor de descuento y \tilde{R}_{it+1} es el rendimiento bruto del activo i en el periodo que va de t a $t+1$.

En el conocido entorno media-varianza, el factor de descuento estocástico es una función lineal (aproximada) del rendimiento de la cartera de mercado

$$M_{t+1} = a_t + b_t R_{mt+1}$$

y los parámetros son cambiantes en el tiempo para darle el carácter dinámico, recogiendo así cómo el entorno económico (información disponible) afecta a esta variable⁷.

Si nosotros consideramos que una variable indicadora del estado de la economía es la atención agregada, A_t , que prestan los analistas financieros a las empresas cuyos activos se negocian en el mercado, hacemos que los parámetros de la ecuación anterior dependan de esta variable.

$$a_t = a_0 + a_1 A_t \quad , \quad b_t = b_0 + b_1 A_t$$

Por supuesto, la variable de estado debe ser capaz de predecir rendimientos. Y así, la ecuación condicional [3] puede ser escrita en términos incondicionales del siguiente modo:

$$1 = E \left[(a_0 + b_0 R_{mt+1} + a_1 A_t + b_1 R_{mt+1} A_t) \tilde{R}_{it+1} \right]$$

Utilizando la definición de covarianza, sustituyendo en la esperanza anterior y operando, podemos expresar el modelo en términos de betas,

$$E(R_{it+1}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{im} + \gamma_2 \beta_{iA} + \gamma_3 \beta_{imA}$$

⁷ En la forma de condicionar hemos seguido la aproximación de Cochrane (1996).

siendo

$$\beta_{im} = \frac{Cov(R_{it+1}, R_{mt+1})}{Var(R_{mt+1})}, \quad \beta_{iA} = \frac{Cov(R_{it+1}, A_t)}{Var(A_t)} \quad \text{y} \quad \beta_{imA} = \frac{Cov(R_{it+1}, R_{mt+1}A_t)}{Var(R_{mt+1}A_t)}$$

5.2. Resultados

La variable que vamos a analizar en esta parte del trabajo constituye una medida agregada del grado de información disponible en el mercado sobre las empresas cuyas acciones se negocian en él. Al igual que en los apartados anteriores, consideramos la posible influencia del tamaño de las empresas sobre nuestra medida de información basada en la atención que prestan los analistas a las mismas. Así, la variable agregada se ha aproximado como los residuos procedentes de regresar la media del logaritmo de uno más el número de estimaciones de beneficios que hacen los analistas para cada empresa (atención agregada) sobre la media del logaritmo del tamaño de todas las empresas (tamaño agregado). Otra alternativa consiste en obtener el agregado como la media de la atención residual de cada empresa. Los resultados que se presentan se refieren a la primera aproximación, aunque también se han realizado los contrastes con la segunda y no difieren.

Lo primero que debemos comprobar para pensar en nuestra medida de información disponible como una variable de estado es su capacidad en la predicción de rendimientos. La relación que esperamos encontrar es la siguiente: si en un momento del tiempo el mercado es muy transparente (atención agregada alta) esperamos que los rendimientos de los activos en conjunto en el momento siguiente sean bajos. Regresando el rendimiento del mercado sobre una constante y un retardo de la variable atención residual agregada encontramos que efectivamente su pendiente es negativa (-0.213) y significativamente distinta de cero (su estadístico t de Student es -3.42). Además, el coeficiente de determinación de la regresión indica que el grado de ajuste es del 10.03 %, un nivel relativamente alto comparado con la capacidad de predicción de otras variables para datos del mercado español y frecuencia mensual⁸.

⁸ La inclusión de otras variables de control como la rentabilidad por dividendos del mercado o el ratio valor contable-valor de mercado agregado no desvirtúa los resultados.

A continuación, contrastamos a la Fama y MacBeth la significatividad de las primas de riesgo de un CAPM condicionado con nuestra variable de información, así como las de un CAPM estático para realizar comparaciones. En la siguiente tabla se presentan los resultados de las estimaciones, sus estadísticos t entre paréntesis y los R cuadrado en la última columna, calculados como se indicó en la sección anterior.

Tabla 5. Estimaciones de la prima de riesgo.

	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	R^2
CAPM standard	0.0117 (1.32)	0.0025 (0.25)			0.19
CAPM conditional	0.0176 (1.59)	-0.0026 (-0.22)	-0.0228 (-1.03)	-0.0005 (-0.32)	0.50

Esta tabla presenta las estimaciones en dos etapas utilizando el procedimiento de sección cruzada de Fama-MacBeth para la siguiente regresión, donde la variable dependiente es la rentabilidad mensual de los deciles de atención desde diciembre de 1991 hasta diciembre de 1999. Las estimaciones de la prima de riesgo son la media de las estimaciones de los coeficientes de las regresiones mensuales de sección cruzada y sus t-valores son calculados utilizando la desviación standard de las series de estimaciones. El R^2 es calculado con la suma residual y total.

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \hat{\beta}_{pmt} + \gamma_{2t} \hat{\beta}_{pAt} + \gamma_{3t} \hat{\beta}_{pMA_t} + u_{pt} \quad p = 1, 2, \dots, 10$$

Las variables explicativas son las betas de los diferentes factores, y están estimadas con los datos previos para cada estimación de sección cruzada, incluido el mes en cuestión, mediante la ecuación de serie temporal siguiente.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{im} R_{mt} + \beta_{iA} A_{t-1} + \beta_{imA} (R_{mt} A_{t-1}) + \varepsilon_{it}$$

R_m es el rendimiento de un índice equiponderado de los activos de la muestra y A es una variable que aproxima la cantidad de información agregada disponible en el mercado construida como los residuos de regresar la atención media sobre el tamaño medio.

Como vemos, obtenemos una prima de riesgo para el mercado muy pequeña y no significativa tanto en el modelo estático como en el dinámico. Cuando se condiciona la relación rentabilidad-riesgo con la atención residual agregada, la prima asociada al instrumento de información es negativa, como cabría esperar. Si el rendimiento de un activo se mueve en la misma dirección que el momento económico, medido por la transparencia informativa existente en el mercado, se entiende que es poco arriesgado y se le exige una menor rentabilidad. Sin embargo no es estadísticamente significativa. Esto significa que la sensibilidad de los rendimientos de los activos a nuestra variable indicadora del ciclo económico no es suficientemente importante para afectar a los rendimientos exigidos por los inversores.

6. Conclusiones.

En la literatura financiera existe evidencia que pone de manifiesto la existencia de una relación entre la rentabilidad que exhiben los títulos y la cantidad de información disponible sobre ellos para los inversores. Sin embargo, los modelos de valoración consideran habitualmente la existencia de información completa.

Partiendo de esta idea, el objetivo de este trabajo consiste en analizar si para los datos del mercado de capitales español en el período 1991-1999 existe la relación anteriormente considerada. Para ello, se emplea como proxy que refleja la cantidad de información disponible para cada título la atención que prestan los analistas financieros a cada acción una vez eliminado el efecto del tamaño.

Dado que un CAPM estándar no es capaz de explicar las diferencias en la rentabilidad de diez carteras construidas de acuerdo con el proxy de información, en este trabajo planteamos la posibilidad de que esta variable en agregado pueda afectar a la rentabilidad. Para ello, consideramos dos aproximaciones alternativas que contemplen el impacto de esta variable. Por un lado, consideramos que el nivel de información sea la base de un factor de riesgo sistemático y analizamos una variante del modelo de Fama-French que incluye además un factor de riesgo construido como el diferencial entre la rentabilidad de las empresas menos atendidas y más atendidas por los analistas. Si este factor es determinante para explicar la rentabilidad de los títulos, entendemos que el proxy empleado incorpora información relativa al riesgo de los mismos. Por otro lado, es posible que la información no sea la base de un factor de riesgo sino que determine las condiciones bajo las que los inversores toman sus decisiones. En tal caso, podríamos considerar el uso del *proxy* propuesto, en agregado, como instrumento que condiciona la relación entre rentabilidad esperada y riesgo y contrastamos el CAPM especificado en términos condicionales.

Los resultados de contrastar el modelo de Fama-French ampliado son contradictorios: en una estimación de serie temporal se comprueba que las alfas son conjuntamente iguales a cero cuando se consideran el premio de mercado y el factor de atención; sin embargo, en la estimación de sección cruzada, la prima de riesgo vinculada al factor de atención carece de significación estadística.

Por otro lado, cuando contrastamos un CAPM condicionado por nuestro proxy de información, aunque este instrumento presenta capacidad predictiva sobre la rentabilidad, tampoco encontramos relaciones significativas entre la rentabilidad y la beta asociada al mismo.

Los resultados no aportan suficiente evidencia a favor de que las asimetrías informativas afectan al proceso de valoración de activos. Una línea de investigación posterior podría intentar indagar si esto se reproduce cuando se estudian períodos temporales más largos o si se obtienen los mismos resultados en otros mercados.

Referencias bibliográficas

- Arbel, A., (1985): "Generic stocks: An old product in a new package", *Journal of Portfolio Management*, summer, pp. 4-13.
- Arbel, A. y P. Strebel (1982): "The neglected and small firm effects", *Financial Review*, November, pp. 201-218.
- Arbel, A., S. Carvell y P. Strebel (1983): "Giraffes, Institutions and Neglected Firms", *Financial Analysts Journal*, May-June, pp. 57-63.
- Barber, B., R. Lehavy, M. McNichols y B. Trueman (2001): "Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns", *Journal of Finance*, 56, 2, Abril, pp. 531-563.
- Bhushan, R. (1989), "Firm characteristics and analyst following", *Journal of Accounting and Economics*, 11, pp. 255-274.
- Barry, C., y S. Brown (1985): "Differential Information and Security Market Equilibrium", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 4, Diciembre, pp. 407-421.
- Carvell, S. A. y P. J. Strebel (1987): "Is there a neglected firm effect?", *Journal of Business, Finance & Accounting*, 14, 2, summer, pp. 279-290.
- Cochrane, J. (1996), "A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model", *Journal of Political Economy* 104, 572-622.
- Fama, E. F. and K.R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- Fama, E. F. y J. MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, Issue 3, pp. 607-636.
- Hong, H., T. Lim y J. C. Stein (2000), "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies", *Journal of Finance*, Vol. 55 n° 1, Febrero, pp. 265-296.
- Klein, R., y V. Bawa (1977): "The Effect of Limited Information and Estimation Risk on Optimal Portfolio Diversification", *Journal of Financial Economics*, 5, Agosto, pp. 89-111.
- López, G. y J. Marhuenda (2002), "¿Determina el diferencial de información la valoración de activos?: una aproximación al mercado de capitales español", *X Foro de Finanzas*, Sevilla.
- Menéndez, S. (2001), "Sensibilidad del modelo de Fama y French en la bolsa española: implicaciones para la estimación de las rentabilidades a largo plazo", *XXVI Simposio de Análisis Económico*, Diciembre 2001.

- Merton, R. C., (1987): "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information", *Journal of Finance*, 17, 3, Julio, pp. 483-510.
- Nieto, B. (2001), "Los Modelos Multifactoriales de Valoración de Activos: Un Análisis Empírico Comparativo", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 2001-19.