

Actividad negociadora y esperanza de rentabilidad en la bolsa de valores española

José Luis Miralles Marcelo*
 María del Mar Miralles Quirós
 Universidad de Extremadura. Facultad de Ciencias
 Económicas y Empresariales.
 Avda. Elvas s/n. 06071 Badajoz.
 e-mail: jlmiralles@unex.es
 Recepción: Enero/2003. Aceptación: Mayo/2003

Resumen: El objetivo central de este estudio consiste en examinar la relación existente entre las rentabilidades bursátiles, diferentes medidas de riesgo y diversas características de los títulos no relacionadas directamente con el riesgo y si con la actividad negociadora, estas son, el volumen de negociación, precio, rentabilidad por dividendo, rentabilidad retardada de los títulos, etc. Con ello, pretendemos determinar si las características sin riesgo tienen alguna capacidad explicativa marginal en relación con la esperanza de rentabilidad de los títulos, una vez descontados los factores de riesgo considerados.

Palabras clave: Valoración de Activos, Anomalías, Liquidez

Clasificación JEL: G10, G12, G14.

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los temas de mayor interés para la investigación financiera en las tres últimas décadas ha sido el estudio de modelos de valoración de activos financieros. Con el objetivo de analizar el comportamiento de los precios bursátiles, así como de encontrar aquellas características de las empresas cotizadas que mejor expliquen la rentabilidad esperada de los títulos, se han desarrollado una gran variedad de modelos.

Entre ellos, destacamos en primer lugar el *Capital Asset Pricing Model* de Sharpe (1964) y Lintner (1965), caracterizado por considerar al riesgo de mercado el único responsable de los cambios en la rentabilidad esperada de los títulos. A pesar de que los primeros contrastes, realizados para el mercado norteamericano (Black, Jensen y Scholes, 1972 y Fama y MacBeth, 1973, entre otros) mantienen las principales conclusiones del modelo, no tardan en surgir los primeros trabajos empíricos en rechazar la relación positiva y significativa entre rentabilidad y ries-

* Deseamos agradecer los valiosos comentarios y sugerencias del evaluador anónimo, así como del co-editor Gonzalo Rubio, que han contribuido notablemente a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

go sistemático (Gibbson, 1982; Fama y French, 1992). Del mismo modo, para el mercado de valores español, podemos citar trabajos como los de Rubio (1988 y 1991), Gallego, Gómez y Marhuenda (1992) y Sentana (1995 y 1997) entre otros, que rechazan claramente la relación establecida por el CAPM para el mercado español, obteniendo primas de riesgo no significativas e incluso en algunos casos negativas.

Una de las principales críticas recibidas por el CAPM estándar está basada en la detección de determinadas características de las empresas cotizadas que son capaces de explicar los rendimientos medios de los activos. Entre ellas destacamos el nivel de capitalización bursátil (Banz, 1981), la relación valor contable-valor de mercado de los títulos (Rosenberg, Reid y Lanstein, 1985) y, aunque en menor medida, el *momentum* asociado al comportamiento reciente de los valores bursátiles (Jegadeesh y Titman, 1993). De este modo, la literatura reciente se ha centrado en interpretar a dichas características como factores de riesgo sistemático que no están reflejados en el riesgo beta tradicional, surgiendo así modelos multifactoriales de valoración, entre los cuales destacamos el propuesto por Fama y French (1993). Este es un modelo de tres factores que se aproximan a partir de tres carteras de coste cero, una primera cartera que replica el riesgo de mercado, la segunda el riesgo asociado al tamaño de los títulos y la tercera el riesgo relacionado con el ratio *book-to-market*. Aunque el modelo de tres factores de Fama y French (1993) ha reemplazado empíricamente al CAPM, existe en la actualidad un debate abierto sobre si estos factores tienen contenido de riesgo fundamental¹.

Consideramos, por tanto, que el hecho de que determinadas características de la actividad negociadora de los títulos tengan una significativa capacidad explicativa sobre las rentabilidades ajustadas al riesgo implica que el ajuste por riesgo es incompleto o bien que las rentabilidades se ven afectadas por otros factores adicionales al riesgo. No obstante, coincidimos con Marín y Rubio (2001) en considerar prematura la interpretación de variables relacionadas con el precio de los activos como aproximaciones a fuentes o factores de riesgo sistemático.

Por tanto, el objetivo central de este artículo consiste en analizar si las rentabilidades esperadas de los títulos pueden ser explicadas por factores de riesgo, así como por determinadas características de los mismos relacionadas directamente con la actividad negociadora y no con el riesgo, siguiendo la metodología empleada previamente por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) para el mercado norteamericano. Entre las ventajas que supone este trabajo para el mercado de valores español destacamos que el empleo de bases de datos alternativas, pertenecientes a mercados con sistemas de contratación diferentes, permite que la coincidencia de resultados, más aún para periodos temporales distintos, proporcione robustez a las relaciones encontradas y apoye la necesidad de investigar el modelo de valoración propuesto, ya que no se trataría de una simple relación estadística aislada correspondiente a una muestra específica.

La metodología empleada en este estudio se caracteriza por tres aspectos fundamentales. El primero de ellos está relacionado con los factores de riesgo considerados. Empleamos los

¹ Entre los estudios más recientes destacamos el realizado por Liew y Vassalou (2000), quienes proporcionan evidencia empírica para diez mercados, entre los cuales no se incluye el mercado español, de que los factores tamaño y *book-to-market* del modelo Fama y French (1993) están relacionados con el crecimiento económico futuro.

tres factores de riesgo propuestos por Fama y French (1993) con el objetivo de comprobar si la inclusión de los mismos puede atenuar la existencia de los conocidos efectos tamaño y *book-to-market*. Por otro lado, estimamos simultáneamente el efecto marginal de 8 características de los títulos, además del tamaño y del ratio *book-to-market*, incluimos la rentabilidad por dividendos, el precio del activo, el volumen de negociación, así como las rentabilidades pasadas. Por último, examinamos las rentabilidades ajustadas al riesgo de los activos individuales. De esta manera podemos mitigar problemas de *data-mining* que derivan de la utilización de carteras².

Una importante característica de muchas de las investigaciones empíricas sobre valoración de activos es que las rentabilidades analizadas son aquellas que proceden de carteras construidas por un tipo de activos en función de algunos criterios de interés. Las carteras son construidas para aminorar posibles problemas causados por la utilización de activos individuales. Como señalan Marín y Rubio (2001), cuando se estiman betas de activos individuales con cinco años de datos mensuales, existe un considerable ruido en el estimador. Esto implica que los errores en la estimación de las betas individuales sean importantes con relación a los verdaderos valores de las betas. No obstante, el empleo de carteras tampoco está exento de problemas, como documentan con detalle Fama y French (1996) y Brennan y Subrahmanyam (1996), quienes presentan resultados para seis y siete grupos de carteras respectivamente y obtienen bastantes diferencias en los resultados dependiendo del criterio seguido para la formación de las mismas, provocando los ya mencionados problemas de *data-mining*. Adicionalmente, debemos considerar que el empleo de carteras nos conduce a serias dificultades en la interpretación económica de los resultados. Entre los trabajos precedentes que realizan un análisis de sección cruzada de las rentabilidades de los activos individuales, aunque no ajustados al riesgo en la mayoría de las ocasiones, destacamos los de Litzzenberger y Ramaswamy (1979), Miller y Scholes (1982), Lehmann (1990) y Fama y French (1992) para el mercado norteamericano, así como los de Sentana (1997) y Tapia (1997) para el mercado español de valores.

En relación con la estructura del trabajo, debemos destacar que esta sección introductoria va seguida de la descripción de la metodología de análisis empleada. En una tercera sección reflejamos la base de datos requerida para el estudio. En la sección cuarta presentamos los resultados empíricos obtenidos, así como la discusión de los mismos. Y por último, la quinta sección está dedicada a las conclusiones derivadas del conjunto del trabajo.

2. METODOLOGÍA

En base al objetivo básico planteado en este estudio, proponemos la ecuación (1) como posible modelo explicativo de la esperanza de rentabilidad de los títulos. Propuesta inicialmente por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) y, posteriormente, por Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001),

² Sin embargo, también somos conscientes que podemos estar incurriendo en problemas de *data-mining* con la elección de las características de los títulos asociadas con su rentabilidad. No obstante, posteriormente argumentamos las razones que han motivado su elección.

$$E(\tilde{R}_j) - R_F = c_0 + \sum_{k=1}^3 \lambda_k \beta_{jk} + \sum_{m=1}^M c_m Z_{mj} \quad (1)$$

donde \tilde{R}_j es la rentabilidad del activo j , R_F es el tipo de interés libre de riesgo, β_{jk} es el peso factorial que mide la relación del activo j con el factor de riesgo k , λ_k es el premio por riesgo asociado con el factor k , Z_{mj} ($m = 1, \dots, M$) es el valor de la característica no-riesgo m para el activo j , y c_m es el premio por unidad de la característica m . La hipótesis nula de la que partimos es que $c_m = 0$ ($m = 0, 1, \dots, M$).

Los factores de riesgo considerados son los propuestos por Fama y French (1993) que pueden replicarse mediante unas determinadas carteras de los activos. Estas son, una cartera que replica al riesgo de mercado, una cartera que replica al factor de riesgo no observable asociado al tamaño, entendido como capitalización bursátil (*SMB*), y una tercera cartera que replica el factor de riesgo asociado al cociente valor contable-valor de mercado (*HML*). Considerando la evidencia empírica previa para el mercado de valores español relacionada con el modelo multifactorial seleccionado, debemos destacar el trabajo realizado por Nieto (2001), quien comprueba, para el periodo 1982-1998, que en base a las regresiones de serie temporal, los factores *SMB* y *HML* podrían ser considerados buenas estimaciones de factores de riesgo comunes para la explicación de la rentabilidad de los activos. Sin embargo, sus riesgos, medidos por sus betas, no resultan significativos bajo el contraste de sección cruzada. No obstante, y bajo la hipótesis de trabajo sobre una base de datos nueva, seguimos considerando que la inclusión de estos factores de riesgo, siguiendo el trabajo precedente de Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) así como el que consideramos continuación del mismo realizado por Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), puede mitigar la existencia de los conocidos efectos tamaño y *book-to-market*.

En relación con las características de los títulos que no son consideradas medidas de riesgo y que incluimos en el estudio como posibles determinantes de la esperanza de rentabilidad, hemos seleccionado aquellas variables para las que existe una razón teórica y una evidencia previa que justifique su consideración.

En primer lugar hemos considerado el tamaño de los títulos con el objetivo de analizar si persiste el efecto tamaño después de ajustar las rentabilidades por el riesgo y considerar otras características adicionales. Trabajos precedentes, como los realizados para el mercado norteamericano por Banz (1981) y Fama y French (1992), o para el mercado español por Rubio (1988), Gómez y Marhuenda (1998) y Menéndez (2000), entre otros, documentan como los títulos de reducida capitalización bursátil obtienen una rentabilidad ajustada al riesgo superior a la obtenida por el resto de títulos del mercado.

Del mismo modo, incluimos el ratio *book-to-market* debido a la fuerte relación que tiene con las rentabilidades medias, documentada por Fama y French (1992) y Lakonishok, Shleifer y Vishny (1994), así como por Menéndez (2000) y Nieto y Rubio (2002), entre otros, bajo el análisis de diferentes modelos de valoración.

Tenemos también en cuenta el efecto “bajo precio” documentado por Miller y Scholes (1982) y más recientemente por Falkenstein (1996), que señalan como los inversores institucionales son reacios a invertir en activos de bajo precio. Es por ello que otra de las características consideradas ha sido el precio del activo como posible determinante de su rentabilidad esperada.

Adicionalmente incluimos el volumen de negociación como variable asociada a la liquidez de los títulos (Amihud y Mendelson, 1986; Brennan y Subrahmanyam, 1996). A pesar de que la mayoría de estudios relacionados con la liquidez trabajan con la horquilla de precios y profundidad de los títulos³ consideramos que, en base a la metodología de estudio así como a la frecuencia temporal de las observaciones, y siguiendo los estudios previos de Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998), Lo y Wang (2000) y Llorente, Michaely, Saar y Wang (2002), es apropiada la consideración de la variable volumen de negociación.

Incluimos también la rentabilidad por dividendos, ya que consideramos que las diferencias impositivas entre dividendos y ganancias de capital pueden hacer que esta variable sea relevante. Entre los estudios precedentes para el mercado español encontramos el realizado por Basarrate (1987), que analiza directamente estas diferencias, y, entre otros estudios más recientes, destacamos los de Nieto y Rubio (2002) y Nieto (2002) que incluyen la rentabilidad por dividendos como una característica relevante de las empresas en el análisis de diferentes modelos de valoración.

Finalmente, incluimos las rentabilidades pasadas para analizar la existencia de un efecto *momentum*, documentado inicialmente por Jegadeesh y Titman (1993) para el mercado norteamericano y a nivel internacional por Rouwenhorst (1998), al detectar que la rentabilidad actual de los activos depende de su comportamiento en los tres a doce meses precedentes. Consideramos, en base a la evidencia empírica previa, que la inclusión de estas variables puede mejorar la eficiencia en la estimación de los coeficientes relacionados con el resto de variables.

En nuestro procedimiento de ajuste al riesgo seguimos la metodología propuesta por Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001) que emplean los factores de Fama y French (1993). De este modo, asumimos que las rentabilidades son generadas por un modelo factorial de tres factores,

$$\tilde{R}_{jt} = E(\tilde{R}_{jt}) + \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \tilde{f}_{kt} + \tilde{e}_{jt} \quad (2)$$

donde \tilde{R}_{jt} es la rentabilidad del activo j en el momento t y \tilde{f}_{kt} es la rentabilidad del factor k en el momento t .

³ Destacamos los trabajos de Rubio y Tapia (1996) y Blanco (1999) realizados para el mercado de valores español, entre otros.

La versión de equilibrio del APT en la que la cartera de mercado está bien diversificada con respecto a los factores y bajo ausencia de oportunidades de arbitraje, puede ser escrita como la ecuación (3),

$$E(\tilde{R}_{jt}) - R_{Ft} = \sum_{k=1}^3 \lambda_{kt} \beta_{jk} \quad (3)$$

donde R_{Ft} es la rentabilidad del activo libre de riesgo y λ_{kt} es el premio por riesgo para el factor k . Sustituyendo la ecuación (3) en la ecuación (2), el APT implica que las rentabilidades realizadas vienen dadas por la ecuación (4),

$$\tilde{R}_{jt} - R_{Ft} = \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \tilde{F}_{kt} + \tilde{e}_{jt} \quad (4)$$

donde $\tilde{F}_{kt} = \lambda_{kt} + \tilde{f}_{kt}$

Nuestro objetivo consiste en analizar si determinadas características de los activos tienen un poder explicativo adicional sobre las rentabilidades realizadas de los mismos. De este modo, una aplicación estándar del procedimiento de Fama-MacBeth (1973) consistiría en estimar la ecuación (5),

$$\tilde{R}_{jt} - R_{Ft} = c_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} \tilde{F}_{kt} + \sum_{m=1}^M c_m Z_{mjt} + \tilde{e}_{jt} \quad (5)$$

donde Z_{mjt} es el valor de la característica m del activo j en el mes t . Bajo la hipótesis nula de que la rentabilidad esperada depende exclusivamente de las características de riesgo, representadas por β_{jk} , los coeficientes c_m ($m = 0, 1, \dots, M$) se espera que sean iguales a cero.

Esta hipótesis puede ser contrastada en principio estimando los pesos factoriales para cada mes empleando la base de datos previa, estimando una regresión de sección cruzada para cada mes en la que las variables independientes sean los pesos factoriales y las características de los títulos, de este modo, promediando los coeficientes estimados a lo largo de los meses de estudio y calculando sus errores estándar temporales. Este procedimiento estándar de Fama-MacBeth (1973) sin embargo presenta problemas porque los pesos factoriales son medidos con error. Un método para solventar ese problema de error de medida consiste en utilizar la información obtenida de las regresiones efectuadas en la primera etapa del contraste, las betas estimadas de los factores de riesgo, para corregir los coeficientes estimados en las regresiones efectuadas en la segunda etapa del contraste⁴.

⁴ Procedimiento seguido por Litzenberger y Ramaswamy (1979) y Lehmann (1990).

En primer lugar son estimados los pesos factoriales para todos los activos para los que se disponga de cómo mínimo 24 observaciones en los últimos 60 meses. Para tener en cuenta la negociación infrecuente, empleamos el procedimiento de Dimson (1979) con un retardo para ajustar el coeficiente beta estimado. La rentabilidad ajustada al riesgo estimada para cada activo, \tilde{R}_{jt}^* , para cada mes t del año siguiente ha sido calculada como sugiere la ecuación (6),

$$\tilde{R}_{jt}^* = \tilde{R}_{jt} - R_{Ft} - \sum_{k=1}^3 \hat{\beta}_{jt} \tilde{F}_{kt} \quad (6)$$

Estas rentabilidades ajustadas al riesgo constituyen la variable dependiente de las estimaciones que presentamos en la ecuación (7),

$$\tilde{R}_{jt}^* = c_0 + \sum_{m=1}^M c_m Z_{mjt} + \tilde{e}'_{jt} \quad (7)$$

Siguiendo de nuevo a Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), presentamos dos conjuntos de estimaciones de los coeficientes c_m de la ecuación (7). En primer lugar realizamos un contraste estándar siguiendo la metodología de Fama-MacBeth (1973) y, en segundo lugar, añadimos un contraste, al que denominamos depurado, y que garantiza una estimación insesgada de los coeficientes objeto de estudio. En ambos casos el procedimiento a seguir consiste, en una primera fase, en calcular una estimación del vector de los premios asociados a cada característica cada mes realizando una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios que representamos en la ecuación (8),

$$\hat{c}_t = (Z_t' Z_t)^{-1} Z_t' \tilde{R}_t^* \quad (8)$$

donde Z_t es el vector de las características del título en el mes t y \tilde{R}_t^* es el vector de las rentabilidades ajustadas al riesgo.

Los estimadores estándar a la Fama-MacBeth (1973) son la media de la serie temporal de estos coeficientes \hat{c}_t . Hay que señalar, no obstante, que en el caso de que los pesos factoriales hayan sido calculados con error, éste afectaría exclusivamente a la variable dependiente \tilde{R}_t^* . Aunque no hay razón para creer que el error esté correlacionado con las características del activo Z_t , si lo estuviera, las estimaciones de \hat{c}_t estarían correlacionadas con la realización de los factores, por lo que la media de las estimaciones estaría sesgada, y con ello los resultados del contraste estándar.

Es por ello que añadimos un segundo conjunto de estimaciones realizando un contraste depurado consistente en regresar los coeficientes \hat{c}_t sobre los factores de riesgo considerados, garantizando de este modo una estimación insesgada, que permite corroborar a su vez la robustez de los resultados obtenidos por el anterior procedimiento. Concretamente, los estimadores depurados son el término constante de la regresión de los coeficientes mensuales estimados para

cada característica en función de la serie temporal de la realización de los factores de Fama y French (1993).

Las desviaciones típicas, para el cálculo de los estadísticos t de significatividad individual, son tomadas de la serie temporal de las estimaciones mensuales, en el caso del contraste estándar, y para el contraste depurado, tomamos la desviación típica del término constante de la regresión a efectuar sobre los factores de riesgo.

3. DATOS

La base de datos empleada en este estudio está compuesta inicialmente por las rentabilidades mensuales obtenidas por los títulos que cotizan en la Bolsa de Valores española durante el periodo temporal comprendido entre enero de 1998 y diciembre de 2002⁵. Para que un activo sea incluido en un determinado mes de la muestra tiene que reunir básicamente dos requisitos. El primero de ellos es que se disponga al menos de 24 observaciones previas correspondientes a los últimos 60 meses. Así como los datos relacionados con el tamaño, precio, volumen de negociación, rentabilidad por dividendos, etc. En relación con el ratio *book-to-market*, se requiere conocer el valor contable de los recursos propios correspondiente a finales del año previo. Los datos fueron obtenidos de los boletines diarios y mensuales de la Bolsa de Madrid así como de la información estadística disponible en su página web.

Para cada activo, fueron calculadas cada mes las siguientes variables:

TAM: el logaritmo natural⁶ de la capitalización bursátil del activo, expresada en miles de millones de euros, al final de los dos meses previos.

BM: el logaritmo natural del ratio *book-to-market*. El numerador de este ratio para una empresa cualquiera en el mes t viene dado por el valor de los recursos propios de la misma a 31 de diciembre del año anterior y se mantiene constante desde enero hasta diciembre de cada año, al igual que el estudio realizado previamente para el mercado español por Nieto y Rubio (2002). Las partidas que constituyen los recursos propios son, en términos generales, capital, reservas, pérdidas y ganancias del periodo y beneficios pendientes de distribuir. El denominador, por el contrario, se obtiene multiplicando el número de acciones de cada empresa por su precio a finales del mes anterior. Adicionalmente, consideramos que un ratio superior al 0,995 así como inferior a 0,005 serán iguales a 0,995 y 0,005 respectivamente.

VOL: el logaritmo natural del volumen de negociación, expresado en miles de millones de euros, al final de los dos meses previos.

PRECIO: el logaritmo natural del precio del activo al final de los dos meses previos.

⁵ El periodo de observación comienza realmente en enero de 1992, ya que se requiere necesariamente un periodo temporal previo para la estimación de los pesos factoriales.

⁶ Se toman logaritmos para linealizar la relación entre los rendimientos medios y las variables explicativas.

YLD: la rentabilidad por dividendo medida por la suma de todos los dividendos pagados durante los 12 meses previos, dividida por el precio del activo al final del mes anterior.

MOM1: la rentabilidad acumulada durante los dos últimos meses, sin incluir el inmediatamente previo.

MOM2: la rentabilidad acumulada durante los tres meses que finalizan en los tres meses previos al mes de análisis.

MOM3: la rentabilidad acumulada durante los 6 meses que finalizan en los 6 meses previos al mes de análisis.

Las variables relacionadas con las rentabilidades retardadas fueron construidas para excluir la rentabilidad durante el mes inmediatamente anterior y evitar así cualquier asociación espúrea entre la rentabilidad del mes anterior y del mes objeto de análisis causada por una negociación infrecuente o efectos del diferencial *bid-ask*⁷. Adicionalmente, todas las variables que incluyen el precio de los activos han sido retardadas un mes más para evitar una posible combinación lineal con las rentabilidades retardadas.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de la base de datos

Variable	Media	Mediana	Desviación Típica
Tamaño títulos (miles millones euros)	2,277	3,144	1,469
Ratio <i>Book-to-market</i>	1,690	0,875	1,758
Ratio <i>Book-to-market</i> transformado	0,687	0,632	0,142
Volumen negociación (miles millones euros)	1,513	1,156	1,615
Precio títulos (euros)	10,39	11,76	4,58
Rentabilidad por dividendos (%)	3,86	1,98	3,52

Estos estadísticos representan la media, mediana y desviación típica de la serie temporal de las medias de sección cruzada de los activos individuales durante 60 meses que van desde enero de 1998 hasta diciembre de 2002, para cada una de las variables explicativas seleccionadas.

Los activos incluidos cada mes en la base de datos son aquellos para los que se tiene información relativa a las rentabilidades pasadas correspondientes a 24 de los 60 meses previos, así como del tamaño, precio, volumen de negociación y rentabilidad por dividendos. Para el cálculo del ratio *book-to-market* se ha requerido el valor de los recursos propios correspondientes al mes de diciembre del año previo.

El ratio *book-to-market* transformado es aquel para el que los valores superiores a 0,995 e inferiores a 0,005 han sido sustituidos por estos respectivamente.

La Tabla 1 muestra las medias temporales obtenidas a partir del cálculo de sección cruzada mes a mes de los estadísticos media, mediana y desviación típica efectuados sobre las

⁷ Jegadeesh (1990) documenta que la negociación infrecuente puede ser la causa de la existencia de correlación serial negativa en las rentabilidades ajustadas al riesgo.

características de los títulos incorporadas en el estudio, el nivel de capitalización bursátil, ratio *book-to-market*, volumen de negociación, precio y rentabilidad por dividendo. También mostramos los estadísticos obtenidos con el ratio *book-to-market* transformado tal y como hemos indicado anteriormente.

Las variables muestran una considerable simetría positiva, es por ello que en el análisis empírico empleamos transformaciones logarítmicas para estas variables excepto las variables *momentum* (que pueden ser de signo negativo) y la rentabilidad por dividendo (que puede ser cero). Finalmente, para todas las regresiones señaladas posteriormente, las variables que muestran las características sin riesgo de los activos para un mes dado son expresadas como desviaciones con respecto a sus medias de sección cruzada para ese mes. Esto implica que habrá activos que tengan valores iguales a cero en alguna de sus características sin riesgo, en ese caso la rentabilidad esperada del activo vendrá determinada exclusivamente por sus medidas de riesgo.

En la Tabla 2 presentamos la media de las correlaciones de sección cruzada mes a mes de las variables transformadas que empleamos en el análisis. Las mayores correlaciones son entre el tamaño y el volumen de negociación y el tamaño y el precio. El resto de correlaciones son inferiores a 0,38 en términos absolutos.

Tabla 2

Matriz de correlaciones de las características de los títulos

	RENTAB	TAM	BM	YLD	VOL	PRECIO	MOM1	MOM2	MOM3
RENTAB	1,000								
TAM	-0,283	1,000							
BM	0,231	-0,294	1,000						
YLD	0,141	0,155	0,002	1000					
VOL	-0,157	0,860	-0,266	0,173	1,000				
PRECIO	-0,031	-0,645	-0,218	-0,125	-0,379	1,000			
MOM1	0,209	0,145	0,175	-0,058	0,046	-0,264	1,000		
MOM2	0,144	0,064	0,064	-0,109	0,061	-0,063	0,348	1,000	
MOM3	-0,119	0,083	0,036	-0,024	0,108	-0,258	0,1555	0,117	1,000

Esta tabla presenta la serie temporal de las correlaciones de sección cruzada mensuales entre las características de los títulos transformadas y empleadas en las regresiones de valoración. RENTAB representa el exceso de rentabilidad mensual. TAM representa el logaritmo de la capitalización bursátil de los títulos en miles de millones de euros. BM es el logaritmo del ratio *book-to-market* con la excepción de que los valores superiores a 0,995 o inferiores a 0,005 son sustituidos por 0,995 y 0,005 respectivamente. YLD es el logaritmo de la rentabilidad por dividendo de cada activo. VOL es el logaritmo del volumen de negociación. PRECIO es el logaritmo del precio de cada activo. MOM1 representa la rentabilidad acumulada durante los dos meses que finalizan al inicio del mes previo. MOM2 representa la rentabilidad acumulada entre los meses 4 a 6 previos al mes objeto de estudio y MOM3 se define de forma similar para los meses 7 a 12 previos al mes de estudio.

En relación con las medidas de riesgo empleadas, han sido construidos los tres factores propuestos por Fama y French (1993), una cartera de coste cero que tiene una posición larga en la propia cartera de mercado y corta en el activo libre de riesgo, una cartera con una posición larga en activos de reducida capitalización bursátil y con una posición corta en activos de gran tamaño (*SMB*) y una cartera con una posición larga en activos con un elevado ratio *book-to-market* y corta en activos con un reducido ratio *book-to-market* (*HML*).

La cartera que replica al riesgo de mercado ha sido construida a partir las rentabilidades obtenidas por una cartera que incluye todos los activos del mercado ponderados por su nivel de capitalización bursátil minorada por la rentabilidad proporcionada por un activo libre de riesgo, en este caso, la rentabilidad mensual obtenida por las Letras del Tesoro a un año. En relación a la construcción de los restantes factores, cada año han sido ordenados los activos de la muestra en función de su valor de mercado en diciembre del año anterior⁸, asignándolos a dos grupos, pequeños (*S*) y grandes (*B*). Del mismo modo y de forma independiente, son clasificados cada año los activos según el cociente valor contable-valor de mercado obtenido en diciembre del año anterior, incluyéndolos en tres grupos, alto ratio (*H*), medio (*M*) y bajo (*L*). De las intersecciones entre los grupos tamaño y *book-to-market* son creadas seis carteras (*SH*, *SM*, *SL*, *BH*, *BM* y *BL*) donde, por ejemplo, la cartera *SH* incluye los activos del mercado que tienen un reducido nivel de capitalización bursátil y al mismo tiempo un alto ratio *book-to-market*. Finalmente, la cartera *SMB*, que replica al factor tamaño, se obtiene como diferencia entre la rentabilidad media de las tres carteras de activos pequeños (*SH*, *SM* y *SL*) y la rentabilidad media de las carteras de activos grandes (*BH*, *BM* y *BL*). Mientras que la cartera *HML*, que replica al factor *book-to-market*, se obtiene como diferencia entre la rentabilidad media de las dos carteras con alto ratio (*SH* y *BH*) menos la rentabilidad media de las carteras con bajo ratio (*SL* y *BL*).

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Iniciamos el análisis empírico presentando los resultados obtenidos por la regresión en dos etapas del exceso de rentabilidad mensual así como de la rentabilidad ajustada al riesgo de los activos individuales en función de aquellas características de los títulos cuya relación con la esperanza de rentabilidad ha estado más claramente documentada por la evidencia empírica previa, estos son, el tamaño, ratio *book-to-market* y rentabilidades retardadas de los títulos (Fama y French, 1996).

En relación con el primer conjunto de resultados, que aparecen en la primera columna de la Tabla 3, se aprecia la existencia de una relación inversa y significativa entre el exceso de rentabilidad y el tamaño de los títulos, así como significativa y positiva entre el exceso de rentabilidad y la relación valor contable-valor de mercado de los títulos, dando muestras de la existencia de un efecto tamaño y *book-to-market* y manteniendo los resultados con respecto a la evidencia empírica previa para el mercado español, entre la que destacamos los trabajos de Menéndez (2000), Nieto y Rubio (2002) y Nieto (2002), entre otros, quienes bajo el análisis de

⁸ En este sentido seguimos el trabajo precedente realizado para el mercado español por Nieto (2001).

distintos modelos de valoración, incluyen el ratio *book-to-market* en su modelización encontrando evidencia empírica de su capacidad explicativa en relación a la esperanza de rentabilidad bursátil. Sin embargo, la existencia de un efecto *momentum* no es tan obvia. De las tres variables *momentum* construidas, tan sólo las dos primeras son significativas y positivas mientras que la última, representativa de la rentabilidad acumulada de los títulos de los 7 a los 12 meses previos, no resulta ser significativamente distinta de cero. Este último resultado no nos sorprende si tenemos en cuenta los trabajos empíricos sobre valoración de activos realizados para otros mercados y que incluyen esta característica de los títulos, en la mayoría de las ocasiones se documenta como las variables *momentum* tienen una reducida capacidad explicativa, este es el caso del trabajo realizado por Liew y Vassalou (2000) para diez mercados de valores. No obstante, los trabajos de Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) y Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), sobre los que se basa este estudio, si documentan la existencia de efecto *momentum* en el mercado norteamericano.

El análisis con las rentabilidades ajustadas al riesgo, en base a la estimación de la ecuación (7) del apartado metodológico, no modifica sustancialmente estas primeras conclusiones. Los resultados son los que presentamos en la segunda y tercera columna de la Tabla 3. En primer lugar aparecen las estimaciones estándar a la Fama-MacBeth (1973), obtenidas en base al cálculo de la media de las series temporales de los estimadores de sección cruzada de los coeficientes \hat{c}_t de la ecuación (8) correspondientes a cada característica considerada. En segundo lugar presentamos los resultados de un contraste depurado en el que los coeficientes mensuales estimados \hat{c}_t de cada característica han sido regresados en función de la serie temporal de los factores de riesgo, siendo el estimador depurado el término constante de la regresión efectuada para cada característica.

El intercepto c_0 de la ecuación (7), estimado realizando un contraste estándar así como un contraste depurado, no es significativamente distinto de cero, lo que nos hace pensar que el modelo está bien especificado. Al igual que ocurre para el mercado norteamericano (Brennan, Chordia y Subrahmanyam, 1998) hay que destacar que los coeficientes tamaño y *book-to-market* estimados son más reducidos pero con un mayor nivel de significatividad estadística. Estos resultados, en principio, resultan favorables a la hipótesis de estudio planteada y es que determinadas características de los títulos, no consideradas factores de riesgo, tienen un efecto marginal explicativo sobre la esperanza de rentabilidad bursátil. No obstante, esto puede ser también debido a que el modelo factorial está mal especificado, por lo que hubiese sido conveniente utilizar otro modelo factorial que permitiese comparar los resultados obtenidos⁹. Esto no es lo que ocurre con las variables *momentum*, ya que si bien se mantiene el signo de los coeficientes estimados, estos pierden significatividad. Todas estas conclusiones se mantienen para los dos tipos de contrastes efectuados, ya que podemos observar como no se produce ningún cambio signifi-

⁹ En este sentido debemos matizar que el trabajo inicial realizado por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) considera adicionalmente un modelo multifactorial aproximado por la técnica de componentes principales asintóticos (Connor y Korajczyk, 1988) obteniendo resultados muy similares. De manera que el trabajo de Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), que consideramos una prolongación del anterior, no incluye la utilización de este segundo modelo factorial.

cativo en los resultados al incorporar una contrastación depurada, por lo que consideramos que queda garantizada la robustez de los resultados obtenidos por la contrastación estándar previa.

Tabla 3

Estimaciones a la Fama-MacBeth con activos individuales

	Exceso de rentabilidad	Rentabilidad ajustada al riesgo	
		Contraste estándar	Contraste depurado
Intercepto	0,811 (0,42)	0,512 (1,25)	0,437 (0,97)
TAM	-0,914 (-1,94)	-0,378 (-2,06)	-0,299 (-2,19)
BM	2,002 (2,18)	1,253 (2,44)	1,384 (2,56)
MOM1	0,141 (2,06)	0,228 (1,97)	0,151 (1,96)
MOM2	0,115 (1,82)	0,104 (1,79)	0,209 (1,78)
MOM3	-0,123 (-0,40)	-0,184 (-1,93)	-0,088 (-0,45)

Esta tabla presenta los resultados obtenidos en base a la estimación de la ecuación (7),

Variable	Media	Mediana	Desviac
----------	-------	---------	---------

En la primera columna la variable dependiente es simplemente el exceso de rentabilidad (y los resultados que presentamos son las medias de las series temporales de los estimadores de sección cruzada). En la segunda y tercera columnas la variable dependiente es la rentabilidad ajustada al riesgo empleando los factores de Fama y French (1993).

Las variables independientes son, en este caso, las características de los títulos: TAM, logaritmo de la capitalización bursátil de los títulos en miles de millones de euros; BM, logaritmo del ratio *book-to-market* con la excepción de que los valores superiores a 0,995 o inferiores a 0,005 son sustituidos por 0,995 y 0,005 respectivamente; MOM1, rentabilidad acumulada entre los meses 2 a 3 previos al mes objeto de estudio; MOM2, rentabilidad acumulada entre los meses 4 a 6 previos al mes de estudio y MOM3, que se define de forma similar para los meses 7 a 12 previos al mes de estudio. Medidas todas ellas por la desviación con respecto a la media de sección cruzada para cada periodo.

Los coeficientes estimados han sido obtenidos por dos procedimientos de contrastación. En primer lugar presentamos las estimaciones a la Fama-MacBeth (1973) de cada coeficiente c_m ($m = 0, 1, \dots, 5$) en base al cálculo de las medias de las series temporales de los estimadores de sección cruzada. En segundo lugar, realizamos un contraste depurado en el que los coeficientes mensuales estimados para cada característica han sido regresados en función de la serie temporal de los factores de riesgo, siendo el estimador depurado el término constante de la regresión efectuada para cada característica.

Todos los coeficientes han sido multiplicados por 100. Entre paréntesis aparece el estadístico t de significatividad individual.

Tabla 4
Estimaciones à la Fama-MacBeth con activos individuales

	Exceso de rentabilidad	Rentabilidad ajustada al riesgo	
		Contraste estándar	Contraste depurado
Intercepto	-1,645 (-0,13)	0,256 (0,47)	0,437 (0,97)
TAM	2,025 (1,20)	0,984 (1,02)	0,456 (1,19)
BM	3,029 (2,28)	2,246 (2,35)	1,384 (2,56)
YLD	0,114 (1,09)	0,467 (1,61)	0,245 (1,46)
VOL	-1,255 (-2,31)	-2,001 (-2,26)	-1,836 (-2,36)
PRECIO	-0,774 (-0,86)	-0,976 (-0,76)	-0,661 (-0,12)
MOM1	0,1126 (1,96)	0,203 (1,99)	0,151 (1,96)
MOM2	0,095 (1,54)	0,114 (1,65)	0,209 (1,78)
MOM3	-0,095 (-2,69)	-0,055 (-1,66)	-0,088 (-0,45)

Esta tabla presenta los resultados obtenidos en base a la estimación de la ecuación (7),

$$\tilde{R}_{jt}^* = c_0 + \sum_{m=1}^M c_m Z_{mjt} + \tilde{\epsilon}'_{jt}$$

En la primera columna la variable dependiente es simplemente el exceso de rentabilidad (y los resultados que presentamos son las medias de las series temporales de los estimadores de sección cruzada). En la segunda y tercera columnas la variable dependiente es la rentabilidad ajustada al riesgo empleando los factores de Fama y French (1993).

Las variables independientes, en este caso, son las características de los títulos consideradas en el análisis previo así como: YLD, logaritmo de la rentabilidad por dividendo de cada activo; VOL, logaritmo del volumen de negociación y PRECIO, logaritmo del precio de cada activo. Medidas todas ellas por la desviación con respecto a la media de sección cruzada para cada periodo.

Los coeficientes estimados han sido obtenidos por dos procedimientos de contrastación. En primer lugar presentamos las estimaciones à la Fama-MacBeth (1973) de cada coeficiente c_m ($m = 0,1,\dots,8$) en base al cálculo de las medias de las series temporales de los estimadores de sección cruzada. En segundo lugar, realizamos un contraste depurado en el que los coeficientes mensuales estimados para cada característica han sido regresados en función de la serie temporal de los factores de riesgo, siendo el estimador depurado el término constante de la regresión efectuada para cada característica.

Todos los coeficientes han sido multiplicados por 100. Entre paréntesis aparece el estadístico t de significatividad individual.

En la Tabla 4 presentamos los resultados obtenidos con el conjunto completo de características consideradas, esto es, incluyendo el tamaño, *book-to-market*, rentabilidad por dividendos, volumen de negociación, precio y rentabilidades pasadas de los títulos. Al igual que para el análisis anterior, presentamos tres grupos de resultados. En primer lugar realizamos el análisis sobre el exceso de rentabilidad de los activos individuales, antes de ser ajustados por el riesgo. En segundo lugar presentamos los resultados obtenidos con las rentabilidades ajustadas al riesgo a partir de los dos conjuntos de estimaciones anteriormente explicados, en base al contraste estándar a la Fama-MacBeth (1973) y a un contraste depurado. De nuevo, los resultados obtenidos por ambos procedimientos son muy similares, por lo que realizamos un análisis conjunto de los mismos.

Al igual que para el análisis anterior que presentábamos en la Tabla 3, obtenemos una estimación del intercepto que no es significativamente distinta de cero, lo que nos hace suponer que el modelo está bien especificado. Los resultados más destacados son aquellos que documentan la existencia de un marcado efecto *book-to-market*, y volumen de negociación. Se observa que aquellas empresas con un cociente valor contable-valor de mercado más elevado obtienen en promedio un rendimiento también más alto al existir una relación positiva y significativa entre la característica BM y la rentabilidad esperada de los activos individuales. De este modo, parece confirmarse que aquellos activos cuyas expectativas de generación de recursos son relativamente mal valoradas por el mercado, en relación a sus valores contables, son penalizadas por los inversores que les exigen un premio de rentabilidad para invertir en ellos. Adicionalmente, la relación significativa y de signo negativo entre el volumen de negociación y la rentabilidad esperada es consistente con lo señalado por Amihud y Mendelson (1986), quienes argumentan que los inversores demandan un premio de rentabilidad a los activos menos líquidos, es por ello que el exceso de rentabilidad debería estar negativamente relacionado con el nivel de liquidez.

Por otro lado, el coeficiente relacionado con el tamaño, que en el análisis anterior era significativo y negativo, con la inclusión de las nuevas variables resulta ser de signo positivo aunque no significativamente distinto de cero. Consideramos que ha sido la introducción de la variable volumen de negociación la que ha provocado esta modificación debido a la alta correlación existente entre estas dos variables, como ya quedó de manifiesto en el análisis de la base de datos. En este sentido, se pone de manifiesto la ausencia de un razonamiento sólido que justifique la valoración que realizan los accionistas del tamaño bursátil de las empresas (Menéndez, 2000). Como señalaban Chan y Chen (1991), las empresas más pequeñas son a su vez aquellas empresas con una menor eficiencia económica, más endeudadas y con mayores problemas de liquidez.

En cuanto al resto de características de los títulos incorporadas al análisis hay que destacar la falta de significatividad de los coeficientes relacionados con la rentabilidad por dividendos y el precio de los títulos. Aunque son de signo positivo y negativo respectivamente, como cabía esperar en base a la teoría previamente documentada, los resultados no nos permiten hacer más consideraciones de los mismos y en principio, en base a este análisis debemos considerar que no tienen una capacidad explicativa adicional sobre la rentabilidad esperada de los activos

individuales. Los resultados obtenidos en relaci n a la rentabilidad por dividendos son los que m s nos han sorprendido, especialmente si tenemos en cuenta la evidencia previa para el mercado espa ol sobre valoraci n de activos. Destacamos, el reciente trabajo de Nieto (2002) que, bajo el an lisis del modelo de valoraci n intertemporal de Campbell (1993), comprueba como la rentabilidad por dividendos y el ratio valor contable-valor de mercado, cuando se consideran conjuntamente, son significativos en la predicci n y la explicaci n de las rentabilidades. Por otro lado, Nieto y Rubio (2002) incluyen la rentabilidad por dividendos para estimar el riesgo de mercado considerando determinadas caracter sticas de las empresas cotizadas que influyen en su riesgo, siendo los resultados del contraste de significatividad de la prima por riesgo considerablemente mejores que los obtenidos con el CAPM est ndar. No obstante, tambi n hay que considerar que los resultados obtenidos por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) en relaci n a esta caracter stica de los t tulos no son concluyentes y dependen del modelo factorial considerado¹⁰.

Por otro lado, con este nuevo an lisis, se vuelve a documentar la vulnerabilidad del efecto *momentum* para el periodo de estudio considerado. Podemos observar en la Tabla 4 como en este caso la  nica variable *momentum* significativa y positiva es la primera, que refleja la rentabilidad acumulada de los t tulos durante los dos meses previos. La segunda variable *momentum* no resulta ser en este caso significativamente distinta de cero y la tercera variable *momentum*, que refleja la rentabilidad acumulada durante los 7 a 12 meses previos es en este caso significativa y de signo negativo.

No existen diferencias sustanciales con los resultados obtenidos al realizar el an lisis con la rentabilidad ajustada al riesgo con los factores de Fama y French (1993). Tampoco son de consideraci n las diferencias entre los dos tipos de estimaciones efectuados, como era de esperar si los errores de estimaci n de los pesos factoriales no est n correlacionados con las caracter sticas de los t tulos. De este modo, mantenemos en su mayor parte las mismas conclusiones que las obtenidas para el mercado norteamericano por el estudio precedente.

Dado que en la literatura sobre valoraci n de activos se ha constatado la existencia de un marcado efecto enero¹¹, parece pertinente comprobar en qu  medida los resultados obtenidos previamente pueden estar afectados por la existencia de un comportamiento estacional en la rentabilidad. Con este objetivo, realizamos el an lisis previo distinguiendo entre enero y el resto del a o. Los resultados obtenidos son los que presentamos en la Tabla 5. En el Panel A aparecen los resultados para los meses de enero que forman parte de la muestra realizando el an lisis a partir del exceso de rentabilidad de los t tulos individuales y de la rentabilidad ajustada al riesgo. En este caso tan s lo presentamos el primer conjunto de estimaciones efectuadas, ya que,

¹⁰ Adicionalmente destacamos que en el posterior trabajo realizado por Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), aplicando la misma metodolog a, se observa, para el conjunto de regresiones efectuadas, la ausencia de significatividad estad stica de la variable rentabilidad por dividendos como caracter stica explicativa de la rentabilidad esperada de los t tulos.

¹¹ Entre los trabajos para el mercado espa ol destacamos los realizados por Basarrate y Rubio (1994) y Marhuenda (1998), que analizan directamente este fen meno, u otros como el de Sentana (1995) y Nieto y Rubio (2002) en el que este comportamiento estacional es tenido en cuenta dentro del an lisis de valoraci n de activos.

como se ha podido comprobar previamente, las diferencias son prácticamente inexistentes. Por último, en el Panel B, presentamos los resultados obtenidos para los restantes meses del año.

Tabla 5

Análisis de estacionalidad

	Panel A: Enero		Panel B: Resto de meses	
	Exceso de rentabilidad	Rentabilidad ajustada al riesgo	Exceso de rentabilidad	Rentabilidad ajustada al riesgo
Intercepto	2,144 (1,21)	0,987 (1,12)	-2,650 (-2,35)	-2,260 (-1,97)
TAM	2,364 (1,32)	0,254 (0,97)	1,613 (1,13)	0,478 (1,42)
BM	4,861 (2,40)	2,361 (2,45)	2,091 (2,01)	2,171 (2,01)
YLD	8,068 (0,37)	6,051 (1,63)	-7,273 (-0,44)	-4,895 (-0,92)
VOL	-0,549 (-1,72)	-1,835 (-2,01)	-1,037 (-2,45)	-1,456 (-2,22)
PRECIO	-1,091 (-0,97)	-0,458 (-0,94)	-0,643 (-0,85)	-1,121 (-0,71)
MOM1	-0,607 (-4,96)	-0,312 (-2,18)	0,556 (2,85)	0,421 (2,93)
MOM2	-0,075 (-0,49)	0,015 (0,12)	0,107 (1,96)	0,119 (1,99)
MOM3	0,0284 (0,46)	0,048 (0,23)	-0,157 (-2,93)	-0,165 (-2,12)

Esta tabla presenta dos grupos de resultados. El Panel A refleja los resultados obtenidos para los meses de enero que forman parte de la muestra y el Panel B refleja los resultados obtenidos para los restantes meses. En ambos casos, la variable dependiente en la primera columna es simplemente el exceso de rentabilidad, mientras que en la segunda columna es la rentabilidad ajustada al riesgo empleando los factores de Fama y French (1993). Las variables independientes son las características de los títulos, medidas por la desviación con respecto a la media de sección cruzada para cada periodo. Todos los coeficientes han sido multiplicados por 100. Entre paréntesis aparece el estadístico t de significatividad individual.

Podemos observar como en este caso las diferencias entre el mes de enero y los restantes meses del año no son excesivamente importantes. Destacaríamos en primer lugar que para el caso del mes de enero no se mantiene la existencia de un efecto *momentum* ya que la primera variable *momentum* considerada, que representa la rentabilidad acumulada por los títulos en los meses inmediatamente previos al mes objeto de estudio, es significativa y de signo negativo.

Esto es una muestra de la variación en rentabilidad que se produce en torno al cambio del año y que describe el efecto enero. En cuanto al resto de variables los resultados se mantienen con respecto al análisis anterior, exceptuando que el intercepto estimado para el resto de meses del año sin incluir el mes de enero resulta significativamente distinto de cero. Este resultado implica que para los meses de febrero a diciembre el modelo está inadecuadamente especificado. No ocurre así con las rentabilidades generadas en enero, para las que no podemos rechazar una adecuada especificación del modelo. Este resultado, no analizado previamente para el mercado norteamericano por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) puede suponer un empobrecimiento de los resultados obtenidos previamente en este estudio, aunque también puede ser considerado una prueba más de la existencia e impacto del efecto enero en el mercado. No obstante, las conclusiones derivadas de este análisis de estacionalidad consideramos que deben ser conservadoras, ya que el periodo temporal objeto de estudio es reducido para este tipo de análisis y puede estar condicionado por las circunstancias en ese momento del mercado.

5. CONCLUSIONES

El objetivo de nuestro estudio ha consistido en analizar para el mercado de valores español el modelo explicativo de la esperanza de rentabilidad de los títulos propuesto por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998), basado en la consideración de factores de riesgo, así como de características de las empresas cotizadas no directamente relacionadas con el riesgo.

Los resultados obtenidos son en su mayor parte coincidentes con los detectados inicialmente para el mercado norteamericano por Brennan, Chordia y Subrahmanyam (1998) y posteriormente por Chordia, Subrahmanyam y Anshuman (2001), exceptuando la característica relativa a las rentabilidades pasadas de los títulos, ya que comprobamos como para el mercado español la existencia de efecto *momentum* no es tan obvia. Sin embargo, este resultado no es tan sorprendente en base a la evidencia empírica sobre valoración de activos obtenida a nivel internacional y que incluye esta característica de los títulos. El resultado más sorprendente es quizás el obtenido en relación a las rentabilidades por dividendos que, en base al análisis efectuado, no tienen una capacidad explicativa adicional sobre la rentabilidad esperada de los activos individuales.

Entre las principales conclusiones derivadas del conjunto del trabajo debemos destacar la capacidad explicativa de la variable *book-to-market* sobre la rentabilidad esperada de los activos individuales. En todas las regresiones efectuadas se observa una relación positiva y significativa entre el cociente valor contable-valor de mercado de las empresas y su rentabilidad esperada. La explicación económica a estos resultados la basamos en que, cuanto más elevado es el cociente valor contable-valor de mercado, mayor es la penalización que el mercado realiza sobre la empresa, al considerar que la capacidad de la misma para generar recursos futuros es relativamente pobre, exigiendo los inversores una mayor rentabilidad en compensación. Se observa, por tanto, la relevancia de la situación económico-financiera de las empresas como determinante de la rentabilidad de sus acciones.

También debemos destacar, como otra de las principales conclusiones del trabajo, la capacidad explicativa de la variable volumen de negociación, que nos indica como los inversores demandan un premio por liquidez, ya que se observa como el exceso de rentabilidad así como la rentabilidad ajustada al riesgo mediante los tres factores propuestos por Fama y French (1993) está negativamente relacionada con el nivel de liquidez de los activos individuales. Son diversas las explicaciones que podríamos encontrar a esta evidencia empírica. En principio cabría pensar que el ajuste por riesgo es incompleto o bien que las rentabilidades se ven afectadas por un factor de riesgo inobservable adicional. Sin embargo, el hecho de encontrar una significativa relación negativa entre las rentabilidades de los títulos y su volumen de negociación, unido al cambio de signo que genera en la estimación del coeficiente tamaño cuando es introducida en el análisis la variable volumen es consistente con que el tamaño de los títulos pueda ser considerado un *proxy* del volumen de negociación y, por tanto, del premio por liquidez exigido a los títulos. No obstante, también podemos encontrar explicaciones a los resultados obtenidos en base a la psicología del inversor. Entre otros aspectos, podríamos considerar que los resultados obtenidos pueden presentar evidencia de un “efecto disposición”, es decir, la tendencia a vender ganadores muy pronto (Odean, 1998).

Finalmente, consideramos que en este estudio se pone de manifiesto como la situación económico-financiera de las empresas así como el nivel de liquidez de sus acciones en bolsa, pueden ser consideradas, junto con el rendimiento esperado y el riesgo, como referencias básicas en la toma de decisiones de cualquier inversión financiera. Cabe destacar que la variable relacionada con la actividad negociadora juega un papel importante en la determinación de la esperanza de rentabilidad de sección cruzada de los activos individuales, independientemente del efecto *book-to-market* previamente identificado por otros estudios para el mercado de valores español. Futuras investigaciones pueden ir encaminadas a buscar una explicación obvia a este hallazgo.

BIBLIOGRAFÍA

Amihud, Y. y H. Mendelson, 1986. Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.

Banz, R. W., 1981. The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.

Basarrate, B., 1987. Imposición Personal de Dividendos y Ganancias de Capital: Un Análisis Empírico sobre los Efectos en la Valoración de Activos Financieros, *Hacienda Pública Española* 107, 3-11.

Basarrate, B. y G. Rubio, 1994. La Imposición sobre Plusvalías y Minusvalías: sus efectos sobre el comportamiento estacional del mercado de valores, *Revista Española de Economía* 11, 246-277.

Black, F., M. Jensen y M. Scholes, 1972. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers, 79-121.

Blanco, R., 1999. El mercado español de renta variable. Análisis de la liquidez e influencia del mercado de derivados, *Estudios Económicos* 66, Servicio de Estudios del Banco de España.

Brennan, M.J., T. Chordia y A. Subrahmanyam, 1998. Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 49, 345-373.

Brennan, M.J. y A. Subrahmanyam, 1996. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns, *Journal of Financial Economics* 41, 341-364.

Campbell, J., 1993. Intertemporal asset pricing without consumption data, *American Economic Review* 83, 487-512.

Chordia, T., A. Subrahmanyam y R. Anshuman, 2001. Trading activity and expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 59, 3-32.

Chan, K.C. y N. Chen, 1991. Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance* 46, 1467-1484.

Connor, G. y R.A. Korajczyk, 1988. Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a new Test Methodology”, *Journal of Financial Economics* 21, 255-290.

Dimson, E., 1979. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, *Journal of Financial Economics* 7, 197-226.

Falkenstein, E.G., 1996. Preferences for stock characteristics as revealed by mutual fund holdings, *Journal of Finance* 51, 111-135.

Fama, E.F. y K.R. French, 1992. The cross section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427-466.

Fama, E.F. y K.R. French, 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fama, E.F. y K.R. French, 1996. Multifactor explanations for asset pricing anomalies, *Journal of Finance* 51, 55-84.

Fama, E.F. y J. Macbeth, 1973. Risk and return: some empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.

Gibbons, M., 1982. Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach, *Journal of Financial Economics* 10, 3-27.

Gallego, A. J.C. Gómez y J. Marhuenda, 1992. Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 92-13.

Gómez, J.C. y J. Marhuenda, 1998. La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 97, 1033-1059.

Jegadeesh, N., 1990. Evidence of predictable behavior of security returns, *Journal of Finance* 45, 881-898.

Jegadeesh, N. y S. Titman, 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, *Journal of Finance* 48, 65-92.

Lakohishok, J., A. Shleifer y R. Vishny, 1994. Contrarian investment, extrapolation, and risk, *Journal of Finance* 49, 1541-1578.

Lehmann, B., 1990. Residual risk revisited, *Journal of Econometrics* 45, 71-97.

Liew, J. y M. Vassalou, 2000. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?, *Journal of Financial Economics* 57, 221-245.

Lintner, J., 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.

Litzenberger, R. y K. Ramaswamy, 1979. Dividends, short-selling restrictions, tax-induced investor clienteles and market equilibrium, *Journal of Financial Economics* 7, 163-196.

Llorente, G., R. Michaely, G. Saar y J. Wang, 2002. Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks, *Review of Financial Studies* 15, 1005-1047.

Lo, A. y J. Wang, 2000. Trading Volume: definitions, data analysis, and implications of portfolio theory, *Review of Financial Studies* 13, 257-300.

Marhuenda, J., 1998. Estacionalidad de la prima por riesgo en el mercado de capitales español, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 94, 13-36.

Marín, J.M. y G. Rubio, 2001. *Economía Financiera*, Bosch, Barcelona.

Menéndez, S., 2000. Determinantes fundamentales de la rentabilidad de las acciones, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 106, 1015-1031.

Miller, M.M. y M.S. Scholes, 1982. Dividends and taxes: some empirical evidence, *Journal of Political Economy* 90, 1118-1141.

Nieto, B., 2001. Los Modelos Multifactoriales de Valoración de Activos: un análisis empírico comparativo, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-EC 01-19.

Nieto, B., 2002. La valoración intertemporal de activos: un análisis empírico para el mercado español de valores, *Investigaciones Económicas* 26, 497-524.

Nieto, B. y G. Rubio, 2002. El modelo de valoración con cartera de mercado: una nueva especificación del coeficiente beta, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 113, 697-723.

Odean, T., 1998. Are investors reluctant to realize their losses?, *Journal of Finance* 53, 1775-1798.

Rosenberg, B., K. Reid y R. Lanstein, 1985. Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.

Rouwenhorst, K.G., 1998. International momentum strategies, *Journal of Finance* 53, 267-284.

Rubio, G., 1988. Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market, *Journal of Banking and Finance* 12, 221-242.

Rubio, G., 1991. Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica, *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 49, 157-18.

Rubio, G. y M. Tapia, 1996. Adverse Selection, Volume and Transactions around Dividend Announcements in a Continuous Auction Market, *European Financial Management* 2, 39-67.

Sentana, E., 1995. Riesgo y rentabilidad en el mercado español de valores, *Moneda y Crédito* 200, 133-167.

Sentana, E., 1997. Risk and return in the Spanish stock market: some evidence from individual assets, *Investigaciones Económicas* 21, 297-359.

Sharpe, W., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, 425-442.

Tapia, M., 1997. Resultados preliminares sobre la estacionalidad de la prima por liquidez en España: efectos fiscales, *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 764, 65-75.