

ANOMALÍAS EMPÍRICAS EN LA RENTABILIDAD BURSÁTIL*

JOSÉ ANTONIO LAÍNEZ GADEA
BEATRIZ CUÉLLAR FERNÁNDEZ
Universidad de Zaragoza

El objetivo de nuestro trabajo es analizar, en el marco del CAPM, la capacidad de las variables fundamentales para explicar la rentabilidad media de un conjunto de títulos negociados en el mercado bursátil español. Nuestros resultados indican que durante el periodo analizado, 1991-1998, la valoración de recursos generados resulta determinante en la rentabilidad media de las empresas, subrogando esta variable el poder explicativo de otras características fundamentales como la evolución de las ventas en el pasado y la valoración de resultados o fondos propios. Por su parte, no se han encontrado evidencias a favor de la beta del CAPM, observándose primas por riesgo casi nulas e, incluso, negativas en algunos casos. Por último, no parece que un comportamiento estacional de la rentabilidad en el mes de enero justifique el poder explicativo de este tipo de indicadores.

Palabras clave: variables fundamentales, CAPM, metodología SUR.

Clasificación JEL: G120.

La caracterización del comportamiento de las series de rentabilidad de corte transversal ha constituido uno de los objetivos fundamentales de la literatura financiera de las tres últimas décadas. Básicamente, la línea de investigación en este sentido ha tomado como referencia el modelo de valoración de activos CAPM, centrándose en el contraste de la relación positiva, lineal y exclusiva que el mismo establece entre la rentabilidad esperada y el riesgo.

A excepción de los primeros trabajos [Black *et al.* (1972) o Fama y MacBeth (1973)], en general, los resultados obtenidos en los contrastes empíricos del modelo han sido desfavorables, habiéndose observado una correspondencia débil entre el coeficiente beta (medida del riesgo) y la rentabilidad media de los activos, además de una escasa estabilidad temporal en la relación [Gibbons (1986); Lakonishok y Shapiro (1986) o Fama y French (1992). En España también Rubio (1988); Sentana (1995) o Gallego y Marhuenda (1997)].

(*) Este trabajo ha sido financiado por el Proyecto PB98-1605 de la Dirección General de Enseñanza Superior e Investigación Científica del Ministerio de Educación y Cultura y el Proyecto P050/99-E del Consejo Superior de Investigación y Desarrollo de la Diputación General de Aragón.

Más recientemente la investigación se ha orientado hacia la especificación y contraste de modelos más complejos que pretenden superar algunas de las limitaciones del CAPM tradicional, ya sea considerando el ámbito intertemporal [modelos basados en el ICAMP de Merton (1973) como el de Campbell (1993)], investigando nuevos factores de riesgo además del mercado [Chen *et al.* (1986) o Fama y French (1993), entre otros] o también mediante versiones condicionales del modelo que eliminan la restricción de betas constantes en el tiempo [Jagannathan y Wang (1996) o Ferson y Harvey (1999)¹].

Paralelamente, a partir de los años ochenta surgen evidencias acerca de la capacidad de nuevos atributos distintos a la beta de mercado capaces de explicar las diferencias de rentabilidad entre empresas. Entre estos atributos se encuentran las denominadas variables fundamentales, determinadas características de las empresas como el tamaño o ratios bursátiles como el PER o la relación entre el valor contable y de mercado del patrimonio neto de la empresa (ratio “*book to market*”).

El descubrimiento del efecto tamaño se atribuye a Banz (1981), quien comprobó que las empresas pequeñas producían una rentabilidad superior a la que resultaba esperada según el CAPM y superior a la del resto de sociedades, medianas y grandes. Paralelamente, la importancia del ratio resultados sobre precio fue evidenciada por Basu (1977, 1983) y Reinganum (1981), mientras que Chan *et al.* (1991) para el mercado japonés comprueban la capacidad explicativa del ratio recursos generados sobre precio. De igual forma, Rosemberg *et al.* (1985), Chan *et al.* (1991) y Fama y French (1992) encuentran una relación significativa entre el ratio fondos propios sobre precio y la rentabilidad, de manera que cuanto mayor es el valor del mismo, mayor es la rentabilidad observada.

En principio, la evidencia de estos patrones regulares en la rentabilidad de corte transversal critica la especificación incondicional del CAPM² como modelo representativo del equilibrio de mercado en un marco de valoración racional, dado que el mercado parece primar factores distintos a beta, por lo que las variables fundamentales han pasado a ser consideradas representativas de factores explicativos de la rentabilidad esperada en modelos tipo multibeta.

Así, en el marco de los modelos de valoración multifactoriales, diversos autores proponen a estas variables como medidas de la exposición de la empresa a nuevos factores de riesgo sistemático. Bajo este enfoque destaca el modelo propuesto por Fama y French (1993 y 1996), el cual incorpora tres factores: la prima de riesgo de mercado y dos factores cuya prima de riesgo se obtiene de la rentabilidad de dos carteras de arbitraje diseñadas a partir de la característica de tamaño y el ratio “*book to market*”³ y que atribuyen a una compensación del riesgo al invertir en empresas con resultados y rentabilidad económica más reducidos (riesgo financiero).

Pese a que estos autores demuestran la eficacia del modelo para explicar la mayor parte de las anomalías en el comportamiento de la rentabilidad transversal

(1) Una visión más ampliada del panorama actual de la investigación sobre valoración de activos puede verse en Nieto (2001).

(2) Como consecuencia a estos *efectos fundamentales* se les ha venido considerando anomalías del modelo o comportamientos anómalos de los mercados [Ball (1995: 10)].

[Fama y French (1996)], éste sigue siendo un modelo muy cuestionado, dado que, por un lado, cabe la crítica de que el riesgo de insolvencia no es un riesgo de tipo sistemático sino propio de cada empresa, por lo que en un contexto de valoración racional no debería ser primado con una mayor rentabilidad [Cochrane (1999:10)].

Por otro, tal como señala Campbell (2000:1528), es posible que este factor de riesgo financiero permita la distinción entre un modelo de valoración de activos incondicional y uno condicional. En este sentido existen evidencias de que una versión del CAPM condicional es capaz de superar al modelo de tres factores [Ferson y Harvey (1999)] y capturar el efecto valor en la rentabilidad transversal [Lettau y Ludvigson (1999)].

Por otro lado, en contra de los argumentos a favor de la especificación de modelos multifactoriales, existe una corriente de investigación que trata de justificar los efectos fundamentales en la rentabilidad sobre la base de una incorrecta valoración de los títulos. Esta infra o sobrevaloración se atribuye a sesgos en el comportamiento de los inversores al procesar y tratar la información, de manera que sus expectativas dejan de ser racionales al no ponderar o utilizar adecuadamente la misma [Lakonishok *et al.* (1994); Dechow y Sloan (1997); Barberis *et al.* (1998) o Daniel *et al.* (1998), entre otros]. Bajo esta perspectiva el CAPM resulta válido y se consideran las desviaciones respecto a lo que éste determina como señales de mal funcionamiento del mercado.

Finalmente, otra cuestión de interés con relación a la justificación de la capacidad explicativa de las variables fundamentales es el hecho de que los resultados extraídos de los contrastes empíricos pueden ser simplemente un artilugio estadístico. El número de cuestiones a enunciar bajo esta interpretación es múltiple, si bien las más relevantes hacen mención a la configuración de la muestra utilizada [sesgos de supervivencia o de representatividad, Kothari *et al.* (1995)]; errores de medición de las variables explicativas, [Kim (1997)]; problemas en la estimación de la rentabilidad esperada y extraordinaria, o la posibilidad de obtener resultados condicionados por la forma en la que se construyen las carteras a analizar [sesgo *data snooping*, Lo y MacKinlay (1990)].

En el contexto descrito, el objetivo del presente trabajo es analizar la presencia de patrones regulares en el comportamiento de la rentabilidad asociados a las variables fundamentales de un conjunto de títulos negociados en el mercado de capitales español. Paralelamente, pretendemos comprobar si la evidencia de efectos fundamentales depende del método aplicado a su constatación, si son independientes entre sí y acumulativos en los rendimientos, además de verificar si pueden ser interpretados como subrogados del riesgo de mercado medido por beta o son capturados por un comportamiento estacional de la rentabilidad ligado al mes de enero.

En general, el interés por las variables fundamentales en el marco de la investigación sobre valoración de activos ha ido unido a la publicación de evidencias empíricas acerca de su conexión con la rentabilidad, por lo que, en nuestra opinión,

(3) Por su parte, Carhart (1997) propone una variante de este modelo incorporando un nuevo factor de riesgo capaz de capturar el efecto *momentum*, medido por la rentabilidad de una cartera de arbitraje en títulos con rentabilidad histórica en el último año elevada y reducida en extremo.

resulta indispensable, como paso previo a su inclusión en los modelos, verificar si dicha relación se observa con generalidad en todos los mercados de capitales.

En el mercado español la investigación sobre este tipo de anomalías, a excepción del tamaño⁴, es muy escasa y centrada en el estudio de dos de los indicadores fundamentales, el PER y el ratio valor contable sobre valor de mercado del patrimonio neto [García-Ayuso y Rueda (1999)]. Es por ello que nuestro trabajo pretende aportar nuevas evidencias sobre la relevancia de variables fundamentales adicionales a las citadas (en concreto, el ratio recursos generados sobre precio y la evolución pasada de las ventas), además de aplicar una metodología de contraste alternativa e incorporar en el estudio no sólo la rentabilidad de carteras sino la de títulos individuales.

El resto del trabajo se distribuye como sigue. En el segundo apartado presentamos la muestra a utilizar y la metodología aplicada en el estudio de la relación entre la rentabilidad y las cinco variables analizadas, mientras en el apartado tercero se presentan los resultados obtenidos en los contrastes univariantes y multivariantes. Posteriormente se analiza la relación entre las variables fundamentales y el efecto enero, para finalizar con las principales conclusiones alcanzadas.

1. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA Y METODOLOGÍA APLICADA

1.1. Muestra y definición de las variables

La base de datos utilizada está formada por un conjunto de empresas no financieras cuyas acciones ordinarias fueron negociadas en la Bolsa de Madrid en el periodo comprendido entre enero de 1991 y abril de 1998. La elección del horizonte temporal del estudio no es arbitraria, limitándose al periodo en que cobra vigencia el Plan General de Contabilidad. De esta forma, eliminamos la incidencia del cambio de regulación contable en la información financiera elaborada con nuevos criterios y trabajamos con una información más homogénea y de mayor calidad.

La selección de las empresas se ha basado en la disponibilidad de la información necesaria: datos contables contenidos en el balance de situación y cuenta de resultados a cierre de cada ejercicio e información bursátil. Los datos relativos a precios de los títulos, dividendos, derechos de suscripción y capitalización bursátil han sido extraídos de los boletines semanales de cotización de la CECA. La información contable ha sido elaborada a partir de los estados económico-financieros que proporciona la Comisión Nacional del Mercado de Valores.

La muestra total la componen un conjunto de 86 empresas. Para su configuración seleccionamos inicialmente empresas no financieras que cotizaban en el mercado de capitales en diciembre de 1990 y para las que se disponía de la información bursátil y contable para el año completo. A partir de aquí repetimos el proceso cada 31 de diciembre con el fin de ir incorporando empresas de nueva cotización y eliminando aquéllas para las que se carecía de algún dato, tratando de evitar problemas de supervivencia en la base de datos. La primera observación de

(4) Rubio (1988) o Gómez Sala y Marhuenda (1998).

carácter contable data de diciembre de 1990⁵, mientras que la bursátil corresponde a abril de 1991. De esta manera, contemplamos un periodo de tres meses de carencia desde la fecha de cierre de ejercicio contable para garantizar la publicidad y disponibilidad de la información.

La descripción de las variables fundamentales que incorporamos en nuestro estudio es la siguiente:

- $LVMDO \equiv$ variable tamaño empresarial. Como medida del tamaño de la empresa utilizamos el valor de capitalización bursátil, producto del precio de mercado de la acción y el número de acciones que cotizan en bolsa en el momento de cálculo. En lugar de trabajar con valores en pesetas calculamos logaritmos naturales de estas cantidades con el objeto de reducir las diferencias, excesivamente pronunciadas, entre la escala de medida de las diferentes variables.

- $E/P \equiv$ Ratio resultado sobre precio, inverso del ratio PER. Calculado como el resultado ordinario después de impuestos por acción a final de ejercicio (t-1), corregido por el precio.

- $C/P \equiv$ Ratio recursos generados por acción sobre precio. Similar al ratio E/P , a diferencia de haber eliminado la posible incidencia de las partidas por devengo. Así, esta variable se obtiene a partir del resultado descrito previamente al que añadimos la dotación a la amortización y provisiones del ejercicio.

En principio no hemos excluido de la muestra las empresas con resultados o recursos generados negativos, pese a que su aplicación en el análisis financiero no se equipara a la de los valores positivos. Habitualmente una compañía en pérdidas sufre una caída en el precio de sus acciones, sin embargo, estas pérdidas pueden ser reflejo de una situación transitoria, de manera que en el futuro se recuperen, tanto los resultados, como el precio de las acciones⁶. Además, ante situaciones de incertidumbre sobre el futuro de la empresa, es habitual que los inversores exijan una mayor rentabilidad para compensar por el mayor riesgo. Así pues, estas situaciones de peligro transitorio pueden incidir en la relación que se observe entre la rentabilidad media de los activos y estas variables contables, por lo que, a pesar de no eliminar las observaciones negativas de la base de datos, sí las agrupamos en una única cartera, independientemente de cuál sea la magnitud de pérdidas o recursos generados negativos. Paralelamente, en el análisis de regresión hemos incorporado variables dicotómicas con un valor distinto para observaciones de E/P o C/P negativas.

- $B/P \equiv$ Ratio de valor de los recursos propios por acción de la empresa sobre el precio. Calculado como el cociente entre la magnitud de fondos propios a cierre de ejercicio (t-1) y el valor de capitalización bursátil. Debido a que únicamente tres empresas de la muestra inicial presentaban algún valor negativo en esta variable (en concreto 8 observaciones de la muestra total) hemos decidido eliminarlas de la clasificación y no considerar un tratamiento especial para las mismas.

- $\Delta VTAS \equiv$ Incrementos históricos en cifras de ventas. Esta variable se ha incluido como una medida de la actuación de la empresa en los últimos años, a di-

(5) No obstante, para la obtención de las variables incremento en ventas y beta se precisaron datos anteriores a 1990, en concreto desde 1986.

(6) La segunda opción es que las pérdidas permanezcan hasta que la empresa desaparezca. Si bien el primer caso es el más habitual en la muestra y el que recoge el caso general a estudiar.

ferencia de las anteriores que se interpretan como exponentes de las expectativas futuras sobre la marcha de la entidad⁷. Se define como el crecimiento medio en la cifra de ventas en los 5 ejercicios previos al de su medición. La elección de un valor promedio pretende reducir la volatilidad, ya que son cifras que sufren importantes oscilaciones anuales. Además optamos por una media ponderada con unos pesos decrecientes en función de la distancia temporal a la fecha de medición de la variable, esto es, año 0. De esta forma se concede una mayor importancia al crecimiento en el año previo al de medición, año -1, y una importancia más residual al crecimiento del año -5. La expresión aplicada en su cálculo para un momento del tiempo t ($s = 0$), será:

$$\Delta VTAS_t = \sum_{s=-5}^{-1} w_s \times \Delta VTAS_s \quad \text{con,} \quad w_s = \frac{6+s}{15} \quad \sum w_s = 1 \quad [1]$$

1.2. Metodología de la investigación

El estudio de la presencia de efectos fundamentales en el contexto del CAPM lo llevamos a cabo a través de dos tipos de análisis, en función de si la variable dependiente considerada es la rentabilidad de carteras o la rentabilidad de activos individuales.

Para la formación de las carteras clasificamos los títulos en orden creciente en función del valor de la variable de caracterización considerada a fecha de cierre del ejercicio precedente y para cada año del periodo comprendido entre 1990 y 1996. A partir de estas clasificaciones anuales construimos 5 carteras con el mismo número de títulos y que se corresponden con cada uno de los quintiles de la función de distribución observada al ordenar los títulos según los valores de B/P, E/P, C/P, $\Delta VTAS$, LVMDO y BETA⁸. Las carteras son reordenadas cada 31 de diciembre atendiendo a la nueva distribución de los ratios.

Las medidas de rentabilidad obtenidas para cada cartera son dos, distinguiendo entre tasas brutas y tasas ajustadas que permiten controlar por factores de riesgo. Así, se calculan las tasas anuales de rentabilidad correspondientes a las medias geométricas de la rentabilidad mensual en los doce meses posteriores al año base, o año de formación de la carteras. Para la obtención de las tasas ajustadas por riesgo nos basamos en el modelo de valoración CAPM, calculándolas a partir de la estimación de la siguiente regresión de corte temporal durante el periodo completo de estudio e identificándola con el valor de la estimación del término independiente:

$$R_{P_t} - R_{f_t} = \delta_P + \beta_P (R_{M_t} - R_{f_t}) + \varepsilon_{P_t} \quad [2]$$

(7) Trabajos como los de Davis (1994) o Lakonishok *et al.* (1994) también incluyen esta medida del crecimiento de la empresa en el pasado.

(8) La beta utilizada para la ordenación anual de los títulos se obtiene del modelo de mercado con observaciones en los 36 a 60 meses previos al momento de formación de las carteras. Así, obtenemos un valor de beta por año ya que van saliendo y entrando nuevas observaciones mensuales año tras año.

donde, R_{P_t} es la rentabilidad de la cartera P; R_{M_t} la rentabilidad del Índice General de la Bolsa de Madrid correspondiente al mes t y R_{f_t} es la rentabilidad mensual de las Letras del Tesoro emitidas a un año. La estimación del modelo se lleva a cabo por mínimos cuadrados ordinarios para cada cartera independientemente y para el periodo de 84 meses.

En segundo lugar examinamos la presencia de efectos fundamentales a través de un análisis de regresión donde las variables fundamentales se relacionan con la rentabilidad individual de cada título. Para ello, nos hemos basado en dos de las habituales metodologías aplicadas al contraste empírico del CAPM, el método de regresión de corte transversal en dos pasos basado en el trabajo de Fama y MacBeth (1973) y un método de regresión lineal de serie temporal y transversal, de tal modo que podamos comprobar, además, la influencia del diseño del estudio en los resultados.

Las razones por las que decidimos plantear el contraste para la rentabilidad de acciones individualizadas son tres. En primer lugar, al ser el mercado de capitales español un mercado de tamaño intermedio, no se garantiza un número de títulos con un volumen y frecuencia de contratación regular para la formación de un número suficiente de carteras representativas. Por otra parte, nos aseguramos del completo aprovechamiento de la información sobre el comportamiento de rentabilidades individuales, parte de la cuál podría perderse al considerar datos medios o medios ponderados. Finalmente, al trabajar con títulos individuales, evitamos las posibles arbitrariedades al construir carteras en función de la variable que, además, pretendemos examinar, lo que puede influir en los resultados, evitando así posibles resultados condicionados por el sesgo de *data snooping* [Lo y MacKinay (1990)].

El método de regresión en dos pasos consiste en la definición de una ecuación de regresión en la que se relaciona, en un momento del tiempo t , la rentabilidad de los títulos, como variable dependiente, con su beta de mercado y los indicadores fundamentales como variables explicativas. En un primer paso, no obstante, es necesario estimar el coeficiente de volatilidad de cada título, en nuestro caso a partir del modelo de mercado con observaciones de la rentabilidad en un periodo previo al de estimación de las regresiones de entre 36 y 60 meses⁹, debido a que esta variable no es directamente observable.

A partir de las T estimaciones puntuales de corte transversal para cada mes de la muestra (84) se obtiene una serie temporal de coeficientes sobre las que es posible estimar su promedio y contrastar la hipótesis de significatividad estadística de las variables distintas a la beta de mercado rechazando, en el caso de aceptar la hipótesis nula, la implicación directa del CAPM.

La estimación MCO de este tipo de modelos suele presentar problemas de heterocedasticidad en el comportamiento de los residuos, debido, entre otras razones, a la existencia de riesgos específicos diferentes para cada activo. Asimismo, es probable que existan correlaciones cruzadas entre las perturbaciones de los diferentes activos derivadas de posibles factores de riesgo comunes, efectos secto-

(9) La estimación también se ha realizado a partir de estimaciones de beta para carteras de activos con el objeto de reducir el problema de error de medición de la variable. Los resultados no son diferentes a los aquí presentados.

riales, etc. Para evitar en lo posible estos inconvenientes, llevamos a cabo la estimación por MCO obteniendo la matriz de covarianzas de residuos robusta ante heterocedasticidad de White. En cuanto a la existencia de correlaciones cruzadas, el segundo método de contraste para títulos individuales que proponemos incorpora el impacto de las correlaciones en la estimación, de forma que podremos examinar la influencia de las mismas en los resultados de los *test* de contraste.

Además de estos problemas, hay que añadir el inconveniente de la medición de la variable beta, incluida en todos los modelos y cuyo error de estimación se añade a la perturbación aleatoria del modelo, provocando que $Cov(\epsilon, \beta) \neq 0$. Este error de medida hace que los estimadores sean sesgados y que las matrices de varianzas y covarianzas de estos últimos sean inferiores a las reales.

Aunque una forma de reducir el error de medición en las variables explicativas es estimar las betas para carteras y luego asignarlas a los títulos individuales [Fama y French (1992) optan por este método], Chan *et al.* (1991) señalan que la aplicación de un contraste de serie temporal y transversal en un solo paso permite estimar el coeficiente beta de mercado al mismo tiempo y en la misma muestra que el resto de parámetros, lo que reduce los problemas derivados del sesgo en la medición. Adicionalmente, el proceso de estimación incorpora las relaciones cruzadas que existen entre las perturbaciones aleatorias de los títulos a través de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos, lo que adicionalmente permite obtener estadísticos de contraste consistentes ante la presencia de heterocedasticidad y correlaciones cruzadas.

Concretamente, este método de estimación considera un conjunto de ecuaciones de serie temporal, una por activo, en las que se definen como explicativas la rentabilidad de la cartera de mercado más la variable fundamental correspondiente y como dependiente la rentabilidad mensual del título en cuestión. Estas ecuaciones pueden considerarse como un modelo de regresión SUR (sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas). El sistema, presentado en excesos de rentabilidad, está formado por N ecuaciones que presentan la siguiente forma:

$$R_{it} - Rf_t = \gamma_0 + \beta_i(R_{Mt} - Rf_t) + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{ikt-1} + \epsilon_{it} \quad [3]$$

$$\text{con, } i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, K$$

donde, Rf_t es la rentabilidad de un activo sin riesgo; R_{Mt} la rentabilidad de la cartera de mercado; X_{ikt-1} es una matriz de orden $((TxN) \times K)$, con K el número de variables fundamentales incluidas en el análisis. El sistema asume la no autocorrelación de los términos de error para un mismo activo [$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{is}) = 0$ con $t \neq s$] y la existencia de correlación transversal contemporánea, es decir, la correlación es independiente del momento del tiempo considerado [$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = \sigma_{ij}$ con $i \neq j$] y no existen correlaciones cruzadas intertemporales [$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{js}) = 0$ con $i \neq j$ y $t \neq s$]¹⁰. T es el número de meses para el que se realiza el contraste.

(10) La no autocorrelación en los residuos correspondientes a cada ecuación del sistema se estudió estimando por MCO y examinando las funciones de autocorrelación de las series de residuos. Igualmente, se obtuvo la matriz de covarianzas entre los residuos de los diferentes activos.

El modelo completo que incorpora el conjunto de variables fundamentales que se relacionan con la rentabilidad mensual de los títulos es el siguiente:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \beta_i(R_{Mt} - R_{ft}) + \gamma_2 (LVMDO)_{it-1} + \gamma_3 (B/P)_{it-1} + \gamma_4 (C/P)_{it-1} + \gamma_5 D(C/P)_{it-1}^- + \gamma_6 (E/P)_{it-1} + \gamma_7 D(E/P)_{it-1}^- + \gamma_8 (\Delta VTAS)_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad [4]$$

con $i = 1, \dots, 75^{11}$; $t = 1, \dots, 84$. $D(C/P)_{it-1}^-$ y $D(E/P)_{it-1}^-$ son variables dicotómicas, que toman valor 1 cuando la variable fundamental a la que se refieren presenta un valor negativo y 0 en caso contrario.

En el cuadro 1 se resumen los estadísticos descriptivos de las variables objeto de estudio. En un primer paso, se examinó la estacionariedad de las series de datos de las variables aplicando el test de Dickey y Fuller aumentado a dichas series. El análisis de la estacionariedad es relevante dado que el método de estimación SUR asume que la distribución transversal de las variables explicativas no varía a lo largo del tiempo. No obstante, dado que durante el horizonte temporal analizado en el mercado de capitales español se suceden periodos de tendencia fuertemente bajista y alcista en los precios, es probable que esta presunción no se cumpla en la realidad.

Los resultados obtenidos para el contraste de raíz unitaria (en la última columna del cuadro se muestra un resumen) así lo confirman, siendo elevado el porcentaje de empresas para las que las series resultan no estacionarias. Hemos superado este problema ajustando las variables como hacen Chan *et al.* (1991), deflactándolas por su valor promedio para toda la muestra de empresas en el mes de diciembre del ejercicio anterior. Así, cada dato representa el valor de la variable en cuestión para la empresa i sobre la media del conjunto de entidades, recogiendo los cambios en la posición relativa de cada empresa.

De esta manera el cuadro 1 recoge los estadísticos calculados para el conjunto de observaciones así obtenidas por empresa y año. Adicionalmente en las dos últimas filas se incorpora la estadística descriptiva de las variables de resultados y recursos generados sobre precio para valores exclusivamente positivos en sus numeradores. El número de observaciones relativas a empresas con resultados negativos durante los siete años es de 108 y de 58 el número con recursos generados negativos.

Por otro lado, comprobamos la posible incidencia de valores atípicos de las variables en la relación entre éstas y la rentabilidad. Dado que se observó que éstos influían en los resultados obtenidos para dos de las variables (E/P y $D(C/P)^-$), hemos optado por eliminarlos, considerando como atípicos los valores que quedaban fuera del intervalo definido por el valor promedio de la variable \pm tres veces su desviación típica.

(11) El número de títulos es 75 debido a que en este contraste sólo se han incluido aquellas empresas para las que se disponía de información completa para los 84 meses. En el método de Fama y MacBeth (1973), al realizar estimaciones mensuales, el número de empresas incluidas ha sido variable en función de la información disponible.

Cuadro 1: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

	Media	Desv. Estándar	Mínimo	Mediana	Máximo	Asimetría	Curtosis	D-F %
Rent. (% mensual)	-0,08	5,477	-23,4	0,05	23,17	-0,166	3,711	9%
RM (% mensual)	-0,341	4,876	-16,11	-0,129	14,97	0,13	2,90	-
LVMDO	0,998	0,151	0,62	0,991	1,42	0,256	-0,245	81%
B/P	0,994	0,714	0,00	0,845	4,42	1,492	3,069	86%
E/P	-2,58	30,83	-19,7	-0,233	15,01	-1,649	17,17	88%
C/P	-0,978	4,916	-13,10	0,159	13,82	-1,86	5,496	86%
BETA	1,05	0,50	-0,75	1,05	2,59	0,04	0,07	-
Δ VTAS	0,877	1,725	-5,35	0,687	7,64	0,381	3,02	95%
E/P(+)	0,957	0,918	0,00	0,856	5,09	1,515	3,695	-
C/P(+)	0,984	0,998	0,00	0,756	4,8	2,287	7,539	-

Los datos sobre tasas de rentabilidad se corresponden con las series de rentabilidad mensuales de cada título. Rent: rentabilidad mensual de los títulos. RM: Rentabilidad mensual del Índice General de la Bolsa de Madrid. LVMDO: valor de capitalización bursátil. B/P: ratio recursos propios por acción sobre precio. E/P: ratio resultados por acción sobre precio. C/P: ratio recursos generados sobre precio. BETA: coeficiente de volatilidad. Δ VTAS: promedio ponderado del incremento en la cifra de ventas en los cinco últimos ejercicios. E/P(+): ratio E/P, exclusivamente valores positivos. C/P(+): Ratio C/P, exclusivamente valores positivos. D-F %: Porcentaje de empresas de la muestra para la que el test de Dickey-Fuller aumentado rechaza la hipótesis nula de estacionariedad de la serie.

2. ANÁLISIS DE RESULTADOS

En la presentación de resultados vamos a distinguir entre los dos tipos de análisis realizados, el examen de la rentabilidad por carteras y la estimación de los modelos para activos individuales.

2.1. Estudio descriptivo de los efectos fundamentales

Con esta primera aproximación pretendemos verificar alguna conexión entre la evolución de la rentabilidad media de corte transversal y la variable fundamental seleccionada en cada caso, considerada como una variable de control. Para ello tras una primera ordenación de los títulos en carteras representativas de diferentes categorías de títulos, hemos calculado las tasas de rentabilidad que hubiesen alcanzado hipotéticos inversores en cada uno de los grupos de activos.

En este sentido, tal como se ha evidenciado en otros mercados de valores, esperamos una rentabilidad superior para la cartera número 5 y una evolución decreciente en la misma conforme nos trasladamos hacia el quintil número 1 en el caso de la ordenación por B/P, E/P y C/P¹². Para las clasificaciones por tamaño y por incrementos en ventas pasadas se espera el comportamiento contrario.

2.1.1. Análisis univariante

En el cuadro 2 se exponen las tasas de rentabilidad de las diferentes carteras junto con el valor mediano de beta en cada una de las ordenaciones. En términos generales las tasas de rentabilidad resultantes indican que las diferencias de rentabilidad entre carteras extremas para las cuatro variables contables resultan positivas, si bien, sólo puede aceptarse que sean estadísticamente distintas de cero en el caso de las ordenaciones por los ratios C/P y B/P¹³ (valores de la t-student de 2.52 y 1.90, respectivamente) con valores medios en esta diferencia del del 17% y 16% anual en el año posterior al de selección de las carteras.

Por otra parte, a pesar de que se observan diferencias en la rentabilidad de las carteras 1-5 en todas los paneles del cuadro 2, este comportamiento no resulta generalizable para el resto de quintiles, puesto que la evolución de la rentabilidad por filas no se comprueba estrictamente monótona en ningún caso, a excepción de las tasas anuales en el año postformación correspondientes a la clasificación por C/P. Incluso, podemos destacar el hecho de que en dos de los paneles (relativo a E/P e $\Delta VTAS$) la rentabilidad más reducida no coincida con el quintil esperado (segundo y quinto, respectivamente). Las conclusiones no son distintas si analizamos las tasas de rentabilidad ajustadas por la prima de mercado ($\hat{\delta}_p$).

Además de las ordenaciones por los ratios de valor, en el panel E del cuadro se recogen las tasas de rentabilidad correspondientes a la ordenación de empresas

(12) El quintil número 1 de las ordenaciones según ratios de resultados y recursos generados sobre precio agrupan a las empresas con valores negativos para estos indicadores. Por lo tanto, para estos casos en concreto, la comparación entre tasas de rentabilidad de títulos en carteras extremas se realiza entre los quintiles número 2 y número 5.

(13) A la serie de rentabilidades que resultan de las diferencias de rentabilidad entre carteras extremas se aplicó el test de la t-student y el no paramétrico de Mann-Whitney.

Cuadro 2: TASAS DE RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS POR VARIABLES FUNDAMENTALES

	C/P < 0	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL A					
C/P					
<i>R</i> / <i>J</i>	16,31%	5,66%	14,44%	15,57%	21,61%
$\hat{\delta}$	14,83% ^b	-2,04%	4,28%	8,89% ^c	7,86% ^c
BETA	1,298	0,969	1,026	0,942	1,069
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL B					
B/P					
<i>R</i> / <i>J</i>	-1,67%	10,15%	6,96%	5,32%	15,05%
$\hat{\delta}$	-5,63%	3,14%	-4,76%	-0,53%	5,20%
BETA	1,298	0,962	1,026	0,942	1,069
	E/P < 0	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL C					
E/P					
<i>R</i> / <i>J</i>	11,15%	17,18%	9,90%	20,63%	29,87%
$\hat{\delta}$	-3,90%	1,92%	-5,62%	-3,04%	0,44%
BETA	1,299	0,996	0,953	1,043	0,99

RJ: rentabilidad media de la cartera en los 12 meses posteriores a la formación de la misma. $\hat{\delta}$: rentabilidad extraordinaria estimada a partir del CAPM. Tasas anualizadas. El resto de variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente.

Cuadro 2: TASAS DE RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS POR VARIABLES FUNDAMENTALES (continuación)

	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL D					
$\Delta VTAS$					
R/I	27,32%	20,96%	26,79%	14,54%	23,65%
$\hat{\delta}$	2,85%	-2,09%	4,18%	-8,02%	-3,01%
BETA	0,926	1,012	0,912	1,11	1,162
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL E					
$LVMDO$					
R/I	26,20%	20,20%	10,43%	13,67%	21,85%
$\hat{\delta}$	6,68%	-2,47%	-5,39%	-2,63%	1,95%
BETA	1,20	0,996	1,035	1,078	0,958
	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5
PANEL F					
$BETA$					
R/I	29,79%	25,67%	19,09%	22,60%	20,07%
$\hat{\delta}$	5,79%	3,08%	-5,21%	-0,52%	-4,48%
BETA	0,929	0,946	1,021	1,074	1,121

R1: rentabilidad media de la cartera en los 12 meses posteriores a la formación de la misma. $\hat{\delta}$: rentabilidad extraordinaria estimada a partir del CAPM. Tasas anualizadas. El resto de variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente.

en función del tamaño. El efecto tamaño, contrastado previamente en el mercado español por Rubio (1988) y Gómez Sala y Marhuenda (1998), también parece evidenciarse en nuestro periodo muestral aunque en menor medida. De este modo se comprueba que las empresas más pequeñas obtienen una rentabilidad media más elevada que las de mayor dimensión, si bien la rentabilidad por filas presenta una tendencia decreciente hasta el quintil número 3 y a partir de ese momento vuelve a recuperarse, por lo que la asociación entre tamaño y rendimientos tampoco puede generalizarse al no observarla estrictamente inversa. Asimismo el test de medias rechazó una rentabilidad de las empresas pequeñas *versus* grandes estadísticamente distinta de cero.

Por último, la disparidad de rendimientos entre carteras podría ser consecuencia de diferencias en el nivel de riesgo de mercado, como en principio establece el CAPM. A la vista de los resultados expuestos en el panel F, la relación entre beta y la rentabilidad parece haberse invertido, siendo el primer quintil (menor beta) el que arroja las mayores tasas de rentabilidad y sin que se observe ninguna tendencia clara en las tasas de carteras intermedias.

Asimismo, podemos observar una rentabilidad extraordinaria tras controlar por el factor de mercado positiva en empresas con beta más reducida y negativa para títulos con beta superior. Este comportamiento evidencia que, en media, la rentabilidad observada es superior a lo que cabría esperar según el valor del coeficiente beta y la rentabilidad de la cartera de mercado para títulos con betas relativamente más bajas, y que la rentabilidad es inferior para activos con betas más elevadas. Lo que es lo mismo, las betas de las carteras extremas están infraestimadas en el primer caso y sobreestimadas en el segundo.

2.1.2. Análisis multivariante

Tal como señalan Fama y French (1992: 428), la mayor parte de las variables fundamentales no son sino versiones escaladas del precio de las acciones, de forma que la influencia de alguna de ellas en la rentabilidad puede resultar redundante al ser su efecto absorbido por el de otras variables en conjunto o por alguna en particular.

Las relaciones entre las variables fundamentales pueden analizarse a través de los coeficientes de correlación de Spearman que recoge el cuadro 3 para toda la serie de datos de corte transversal y temporal. El análisis refrenda la idea de conexiones importantes entre los indicadores, principalmente entre aquellas variables deflactadas por valores de mercado. En concreto, el ratio B/P presenta una asociación positiva y relevante con los ratios recursos generados sobre precio y resultados sobre precio, al tiempo que se comprueba la relación esperada, positiva y significativa, entre estos dos últimos indicadores. Por otra parte, la variable tamaño también presenta una correlación inversa con el ratio B/P.

Partiendo de la idea expuesta por Fama y French, y de las evidentes correlaciones observadas, vamos a examinar la influencia conjunta de las variables fundamentales en la rentabilidad. Para ello definimos una serie de carteras a las que llamamos “carteras bicriterio” al construirse a partir de la clasificación de los títulos por dos variables simultáneamente. Así, en la fecha de cierre de ejercicio de cada año ordenamos los activos según el valor de cada variable fundamental y di-

Cuadro 3: COEFICIENTES DE CORRELACIÓN

	B/P	C/P	C/P(+)	E/P	E/P(+)	LVMDO	Δ VTAS
B/P	1						
C/P	0,256	1					
C/P(+)	0,243	1	1				
E/P	0,156	0,802	-	1			
E/P(+)	0,247	-	0,711	1	1		
LVMDO	-0,260	0,022	0,011	0,085	0,03		
Δ Ventas	0,090	-0,03	0,023	0,020	0,01	-0,072	
BETA	-0,021	0,00	-0,065	0,061	-0,057	-0,313	0,087

Coefficientes de correlación de Spearman para la serie de datos de corte temporal y transversal.

vidimos las series transversales en tres grupos representativos del 30%, 40% y 50% de los títulos con los valores más reducidos, medios y más elevados de la variable de selección.

A partir de estas agrupaciones originales, construimos nueve carteras para cada clasificación bivariante que resultan de las intersecciones entre los tres grupos iniciales. Para las clasificaciones hemos seleccionado sólo aquellas variables fundamentales que presentaban correlaciones elevadas (B/P con C/P, E/P y LVMDO). La rentabilidad anual de cada una de ellas, tanto tasas brutas como extraordinarias, se muestran en el cuadro 4.

En términos generales podemos observar que la relación entre variables influye en las diferencias de rentabilidad entre carteras extremas. A este respecto, la rentabilidad no se comprueba más alta en carteras con ratios B/P elevados al controlar simultáneamente por valores en el resto de indicadores, lo mismo que le ocurre al tamaño y al ratio E/P. Sólo el ratio C/P parece independiente de su conexión positiva con el indicador valor contable de fondos propios sobre valor de mercado, presentando la rentabilidad una tendencia creciente a medida que aumenta el valor del indicador y con diferencias de rentabilidad entre carteras con valores extremos en C/P significativamente distintas de cero (test de t-student para la rentabilidad de la cartera de arbitraje C/P3-C/P1 significativo para cualquier valor de B/P).

2.2. Resultados del análisis de regresión

2.2.1. Análisis univariante

Por su parte, los resultados de la estimación de los modelos de regresión para activos individuales se presentan en los cuadros 5 y 6 según la metodología de contraste aplicada. En el contexto del CAPM el contraste de anomalías consiste en verificar la hipótesis nula de término independiente del modelo y coeficientes asociados a las variables fundamentales no distintos de cero (en la expresión [4] $H_0: \gamma_0 = 0, \gamma_k = 0$ con, $k = 2, \dots, 8$).

Cuadro 4: TASAS DE RENTABILIDAD DE LAS CARTERAS POR VARIABLES FUNDAMENTALES. ANÁLISIS MULTICRITERIO

Clasificación por C/P y B/P									
	C/P ₁ -B/P ₁	C/P ₁ -B/P ₂	C/P ₁ -B/P ₃	C/P ₂ -B/P ₁	C/P ₂ -B/P ₂	C/P ₂ -B/P ₃	C/P ₃ -B/P ₁	C/P ₃ -B/P ₂	C/P ₃ -B/P ₃
RI	26,37%	13,72%	9,46%	28,59%	29,85%	26,12%	54,22%	36,12%	37,77%
$\hat{\delta}$	-1,14%	-17,53% ^c	-16,74%	-0,98%	0,23%	6,73%	9,36% ^c	3,72%	7,35% ^c
Clasificación por E/P y B/P									
	E/P ₁ -B/P ₁	E/P ₁ -B/P ₂	E/P ₁ -B/P ₃	E/P ₂ -B/P ₁	E/P ₂ -B/P ₂	E/P ₂ -B/P ₃	E/P ₃ -B/P ₁	E/P ₃ -B/P ₂	E/P ₃ -B/P ₃
RI	24,13%	21,16%	25,36%	13,59%	20,33%	-2,16%	14,52%	18,69%	24,05%
$\hat{\delta}$	0,12%	-2,56%	3,75%	-7,24%	-2,20%	-5,03%	-20,21%	-4,74%	-0,53%
Clasificación por BP y LVMDO									
	B/P ₁ - LVMDO ₁	B/P ₁ - LVMDO ₂	B/P ₁ - LVMDO ₃	B/P ₂ - LVMDO ₁	B/P ₂ - LVMDO ₂	B/P ₂ - LVMDO ₃	B/P ₃ - LVMDO ₁	B/P ₃ - LVMDO ₂	B/P ₃ - LVMDO ₃
RI	29,54%	16,84%	20,00%	12,18%	18,36%	29,19%	43,04%	21,13%	25,89%
$\hat{\delta}$	6,24%	-6,48%	-1,32%	-11,52%	-6,84%	0,90%	10,56%	-0,84%	3,96%

RI: rentabilidad media de la cartera en los 12 meses posteriores a la formación de la misma. $\hat{\delta}$: rentabilidad extraordinaria estimada a partir del CAPM. Tasas anualizadas. El resto de variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente.

Como muestra el cuadro 5, resultados de la metodología SUR, tras controlar por diferencias en riesgo sistemático cuatro de las cinco variables fundamentales consideradas de forma individual, resultan estadísticamente significativas a niveles inferiores al 10%, siendo el efecto resultado sobre precio el único que resulta descartable.

Adicionalmente, tanto el ratio C/P como las variables $\Delta VTAS$ y la medida del tamaño presentan la relación esperada con la rentabilidad, positiva para el primer caso e inversa en los dos últimos. Una cuestión diferente es el tipo de conexión que ha revelado el signo del coeficiente estimado para el ratio fondos propios sobre precio, ya que contradice la evidencia empírica anterior, así como lo evidenciado en el análisis por carteras, al fijar una influencia negativa de B/P en la rentabilidad futura. En cualquier caso hay que tener en cuenta que en el análisis por carteras, construidas según la distribución de este indicador, los grupos de activos intermedios no presentaban una relación monótona creciente entre valores en B/P y la rentabilidad media, por lo tanto, los resultados no son completamente contradictorios.

En nuestra opinión la explicación a este signo en el coeficiente asociado a B/P podría ser consecuencia de dos hechos distintos. Por un lado, la presencia en la muestra de valores del ratio extremos, que, sin embargo, no se corresponden con la caracterización de empresas en crecimiento o valor. La presencia de este tipo de observaciones vendría motivada por la propia situación de los mercados de capitales durante el periodo analizado. De este modo, en épocas de recesión es más probable que las empresas de valor, financieramente menos estables¹⁴, obtengan resultados negativos y vean reducido su patrimonio neto.

Posteriormente, cuando las mismas comiencen a obtener nuevamente beneficios, la recuperación de sus fondos propios será progresiva pero más lenta que el ajuste de los precios a la nueva situación, de tal forma que el ratio mantendrá valores reducidos, pero, no como consecuencia de buenas expectativas reflejadas en precios, sino por valores contables reducidos. En estas circunstancias, activos de valor presentarán niveles en el ratio más reducidos.

En segundo lugar, el signo negativo del coeficiente asociado a B/P en la regresión puede venir motivado por la correlación existente entre valores de B/P y la evolución de los precios de mercado en los últimos meses, de tal forma que este indicador puede estar midiendo en realidad un efecto *momentum* [Jegadeesh y Titman (1993)], esto es, la continuidad de la tendencia de los precios durante el año inmediatamente anterior, más que un efecto fundamental.

Por último, en el cuadro 6 se presentan los valores promedios de la distribución de coeficientes estimados mes a mes siguiendo la metodología de contraste de Fama y MacBeth (1973). Para contrastar la hipótesis nula de coeficientes mensuales asociados a las variables fundamentales no distintos de cero aplicamos el

estadístico de la t, calculado como $t = \frac{\hat{\gamma}}{s(\hat{\gamma})/\sqrt{T}}$, con $T = 84$. Estos valores se muestran en la fila inferior a la que corresponde a la estimación del promedio.

(14) Fama y French (1995) así lo certifican.

Cuadro 5: ESTIMACIÓN SUR: CONTRASTE UNIVARIANTE

	γ_0	$\bar{\beta}$	LVMDO	B/P	C/P	C/P(-)	E/P	E/P(-)	$\Delta VTAS$	R_A^2
Modelo 1	0,007 ^b	1,201	-0,0009 ^c							0,278
Modelo 2	0,002	0,752		-0,003 ^b						0,284
Modelo 3	0,013	0,961			0,012 ^a	-0,028 ^a				0,288
Modelo 4	0,012	1,032					0,004	-0,016 ^a		0,263
Modelo 5	0,013	0,662							-0,004 ^c	0,276

Muestra de 75 títulos individuales, rentabilidades mensuales para el periodo comprendido entre abril 1991 y marzo 1998. R_A^2 : Coeficientes de determinación ajustados. Todas las variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente. Los modelos estimados corresponden a diversas versiones del modelo general que se muestra a continuación:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + (R_{Mt} - R_{ft}) \beta_1 + \gamma_2(LVMDO)_{it-1} + \gamma_3(B/P)_{it-1} + \gamma_4(C/P)_{it-1} + \gamma_5 D_{(C/P)it-1} + \gamma_6(E/P)_{it-1} + \gamma_7 D_{(E/P)it-1} + \gamma_8(\Delta VTAS)_{it-1} + \epsilon_{it}$$

Cuadro 6: ESTIMACIÓN FAMA Y MACBETH: MODELOS UNIVARIANTES

	γ_0	BETA	LVMDO	B/P	C/P	C/P(-)	E/P	E/P(-)	$\Delta VTAS$
Promedio	0,011	0,002							
Estadist. t	2,14	0,38							
Promedio	0,011	0,001	-0,0004						
Estadist. t	0,78	0,22	-0,12						
Promedio	0,022	-0,0001		-0,005					
Estadist. t	2,96	-0,22		1,8					
Promedio	0,011	-0,0001			0,05	0,006			
Estadist. t	1,79	-0,03			2,96	0,71			
Promedio	0,011	0,002					-0,005	-0,003	
Estadist. t	1,86	0,52					-0,14	-0,37	
Promedio	0,005	0,0001							-0,012
Estadist. t	0,96	0,42							-1,68

Los valores que se presentan en el cuadro son los promedios de la serie de 84 estimaciones puntuales obtenidas a partir de datos mensuales. En la segunda fila de cada estimación se presenta el estadístico de la t para la serie de coeficientes estimados mes a mes. Los modelos estimados corresponden a diversas versiones del modelo general que se muestra a continuación con datos de las variables de corte transversal para cada mes:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it-1} + \gamma_2(LVMDO)_{it-1} + \gamma_3(B/P)_{it-1} + \gamma_4(C/P)_{it-1} + \gamma_5 D_{(C/P)it-1} + \gamma_6(E/P)_{it-1} + \gamma_7 D_{(E/P)it-1} + \gamma_8(\Delta VTAS)_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

A la vista de los resultados, se comprueba que el método de estimación no afecta a los coeficientes estimados para las variables contables, resultando comparables según ambas metodologías. No ocurre lo mismo con relación al efecto tamaño para el cuál no es posible rechazar la hipótesis nula de contraste. La evidencia de una debilidad e, incluso, de la inversión del efecto tamaño, aunque sin documentar en el mercado español, sí ha sido obtenida en el norteamericano [Dichev (1998)].

En otro sentido, si bien confirmando resultados anteriores, el estudio por títulos individuales revela un escaso poder explicativo del coeficiente beta. En este caso siguiendo la versión del CAPM propuesta por Black (1972), la hipótesis de contraste es la de coeficiente asociado a beta positivo y significativamente distinto de cero y término independiente significativamente distinto de cero ($R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \epsilon_{it}$). Los resultados evidenciados rechazan la hipótesis nula, dado que el coeficiente asociado a beta resulta positivo pero estadísticamente no distinto de cero, mientras sí lo es el término independiente del modelo. Adicionalmente, al incorporar la beta como explicativa junto con las variables fundamentales, el signo de su coeficiente se torna negativo en algunos casos y nunca se muestra estadísticamente significativo.

2.2.2. Análisis multivariante

Para examinar la influencia conjunta de los indicadores de valor y tamaño en la rentabilidad, reestimamos los modelos de regresión para activos individuales en los que se incluirán como explicativas diversas combinaciones de las variables fundamentales. No obstante, para evitar posibles problemas de multicolinealidad en los modelos, la inclusión de variables explicativas en los mismos siguió el siguiente proceso.

En un primer paso estimamos una ecuación de regresión en la que cada variable fundamental es explicada por otra. Posteriormente, en la ecuación de contraste [3] se incluye como explicativa la variable que se considera independiente en la ecuación del primer paso junto con el residuo de ese modelo. De esta manera contrastamos la capacidad explicativa de la variable en cuestión junto con aquella parte de la segunda variable que resulta independiente de la primera. Análíticamente, suponiendo que la variable explicativa es C/P y la explicada B/P, el proceso consistiría en:

$$\begin{aligned} (B/P)_{it-1} &= \alpha_1 + \alpha_2 (C/P)_{it-1} + e_{it-1} \Rightarrow RES_{it-1} = (B/P)_{it-1} - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 (C/P)_{it-1} \\ R_{it} - R_{f_t} &= \gamma_0 + \beta_1 (R_{M_t} - R_{f_t}) + \gamma_2 (C/P)_{it-1} + \gamma_3 RES_{it-1} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad [5]$$

Para comenzar consideramos como variable explicativa del resto de indicadores al ratio C/P, dado que el modelo que la contenía como independiente en el análisis de regresión univariante ha sido el que mayor coeficiente de determinación ha revelado. El resto de relaciones entre variables dos a dos en las que no interviene este indicador se va examinando de la misma forma, siendo la siguiente variable explicativa del resto B/P, por ser la siguiente en cuanto a su R_A^2 y así sucesivamente.

Todos los coeficientes estimados según metodología SUR se exponen en el cuadro 7. Si los efectos de las variables en la rentabilidad son independientes se

Cuadro 7: ESTIMACIÓN SUR: MODELOS MULTIVARIANTES

	γ_0	$\tilde{\beta}$	LVMDO	B/P	C/P	C/P(-)	E/P	E/P(-)	$\Delta VTAS$	R_A^2
Modelo 1	0,002	1,031	-0,014 ^c		0,007 ^c	-0,001 ^c				0,288
Modelo 2	0,002	1,034		0,001	0,002 ^b	-0,008				0,288
Modelo 3	0,0002	1,035			0,003 ^a	-0,009	0,0005	-0,0001		0,286
Modelo 4	0,0004	1,032			0,005 ^a	-0,014			-0,010	0,287
Modelo 5	-0,001	1,035	-0,003	-0,007 ^c						0,286
Modelo 6	-0,0012	1,035		-0,007 ^b			-0,001	-0,0003		0,281
Modelo 7	-0,001	1,033		-0,001 ^c					-0,015	0,281
Modelo 8	-0,016 ^b	1,042	0,002				-0,0002	-0,0001		0,266
Modelo 9	-0,016	1,040	0,002						-0,019 ^c	0,267
Modelo 10	0,002	1,026	-0,004	-0,002	0,005 ^b	-0,015 ^b	0,004	-0,0001	-0,003	0,27

Muestra de 75 títulos individuales, rentabilidades mensuales para el periodo comprendido entre abril 1991 y marzo 1998. R_A^2 : Coeficientes de determinación ajustados. Todas las variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente. Los modelos estimados corresponden a diversas versiones del modelo general que se muestra a continuación:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + (R_{Mt} - R_{ft}) \beta_1 + \gamma_2(LVMDO)_{it-1} + \gamma_3(B/P)_{it-1} + \gamma_4(C/P)_{it-1} + \gamma_5 D_{(C/P)it-1} + \gamma_6(E/P)_{it-1} + \gamma_7 D_{(E/P)it-1} + \gamma_8(\Delta VTAS)_{it-1} + \epsilon_{it}$$

esperan coeficientes asociados a los residuos incluidos en los modelos estadísticamente significativos. En caso contrario se acepta la hipótesis de subrogación a favor de la variable independiente que se esté considerando en cada caso.

Los valores resultantes de la estimación revelan una mayor capacidad explicativa de la rentabilidad media del ratio C/P con relación al resto de variables, a excepción de LVMDO, con la que en principio tampoco presentaba una correlación elevada. Una cuestión importante es que este ratio contable es capaz de subrogar el efecto B/P, no resultando esta última variable significativa por la parte que no es explicada por C/P. Éste es un resultado diferencial respecto a los referidos al mercado norteamericano, pero no así respecto a otros mercados de capitales europeos¹⁵. Una posible justificación del mayor poder predictivo de C/P puede derivarse del mayor impacto de las prácticas contables en la obtención de la cifra de resultados (y de fondos propios) de las empresas, de manera que los recursos generados, al ser una partida mucho menos manipulable que el beneficio contable, reflejen mejor las expectativas futuras sobre la empresa.

Por otro lado, la información contenida en el ratio B/P parece suficiente para reflejar el efecto tamaño en la rentabilidad, de manera que esta última variable no presenta capacidad explicativa incremental a la primera e, incluso, cuando se incorpora en los modelos como explicativa junto con otras variables carece de significatividad.

Finalmente en el cuadro 8 se recogen los resultados de los modelos multivariantes estimados según el método de estimación en dos pasos. Los resultados obtenidos respecto a las variables fundamentales son similares a los comentados para la metodología SUR. Adicionalmente volvemos a comprobar el escaso poder explicativo del coeficiente beta.

En este sentido, y a la vista de los resultados, podemos señalar que la diversidad de betas, tal como han sido estimadas, no parece suficiente para explicar la variabilidad de la rentabilidad entre activos, lo que ratifica resultados obtenidos por otros autores en el mercado de capitales español. Al mismo tiempo, no parece que el riesgo de mercado sea el único factor que captura la distribución transversal de las series de rentabilidad, ya que en el periodo muestral considerado las variables fundamentales parecen subrogar el poder explicativo del coeficiente beta estimado.

Dadas estas primeras conclusiones, cabe también la posibilidad de argumentar que las diferencias de rentabilidad observadas para títulos con valores mayores y menores en las fundamentales se deriven en realidad de diferencias en la rentabilidad esperada según el nivel de beta. Es decir, si las variables fundamentales están correlacionadas con el coeficiente de volatilidad, los efectos fundamentales observados empíricamente responderían a compensaciones por el riesgo de mercado cuya sensibilidad mide esta variable, siendo este argumento consistente con el CAPM.

En nuestro análisis la relación entre las betas estimadas y el resto de variables puede examinarse, bien a través de los valores medianos beta que se muestran en el cuadro 2, bien a través de los coeficientes de correlación recogidos en el

(15) Brouwer *et al.* (1996) obtienen resultados similares en los mercados de Francia, Alemania, Holanda y Reino Unido.

Cuadro 8: ESTIMACIÓN FAMA Y MACBETH: MODELOS MULTIVARIANTES

	γ_0	BETA	LVMDO	B/P	C/P	C/P(-)	E/P	E/P(-)	$\Delta VTAS$
Modelo 1	0,018 0,875	0,0002 0,039	-0,0013 -0,359		0,029 2,486	-0,008 -2,93			
Modelo 2	0,0179 2,857	-0,0017 -0,351		-0,006 -1,94	0,038 2,001	-0,008 -1,89			
Modelo 3	0,011 1,843	0,0018 0,237			0,032 2,399	-0,007 -1,5	-0,012 -0,152	0,001 0,85	
Modelo 4	0,021 1,061	-0,0012 -0,247	-0,0016 -0,329	-0,0051 -1,82					
Modelo 5	0,0253 1,283	-0,0018 0,393	-0,0014 -0,377	-0,0031 -1,20	0,031 3,42	-0,003 -0,98	-0,003 -0,232	-0,0011 -0,25	-0,003 -0,33

Los valores que se presentan en el cuadro son los promedios de la serie de 84 estimaciones puntuales obtenidas a partir de datos mensuales. En la segunda fila de cada estimación se presenta el estadístico de la t para la serie de coeficientes estimados mes a mes. Los modelos estimados corresponden a diversas versiones del modelo general que se muestra a continuación con datos de las variables de corte transversal para cada mes:

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{it-1} + \gamma_2(LVMDO)_{it-1} + \gamma_3(B/P)_{it-1} + \gamma_4(C/P)_{it-1} + \gamma_5 D_{(C/P)it-1} + \gamma_6(E/P)_{it-1} + \gamma_7 D_{(E/P)it-1} + \gamma_8(\Delta VTAS)_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

cuadro 3. Los valores de BETA que se muestran en el cuadro 2 se corresponden con la beta resultante de la estimación del modelo de mercado, siendo la variable dependiente la rentabilidad de cada cartera construida a partir de la función de distribución de los indicadores fundamentales y beta. Se trata, por tanto, de coeficientes de volatilidad estimados con posterioridad a la construcción de las carteras. Los resultados permiten destacar, en primer lugar, una correspondencia directa entre valores en beta y el ratio B/P y, especialmente, una persistencia temporal de las betas de cada cartera en periodos posteriores al de la ordenación de empresas en función del mismo coeficiente estimado en periodos anteriores.

Por su parte los coeficientes de correlación revelan que, considerando todos los datos de serie temporal y transversal, es el tamaño la variable con la que beta presenta una conexión negativa más importante, no así con el resto de indicadores. Fama y French (1992) también verifican esta conexión y comprueban que la beta sólo se asocia positivamente con la rentabilidad para las carteras formadas según el valor de capitalización bursátil de las empresas. Pese a que en nuestro caso no se ha constatado esta relación en el análisis por carteras, sí es posible que al incluir ambas variables en el modelo de regresión estimado por el método de dos pasos, en el que intervienen ambas variables como explicativas, se produzcan problemas de multicolinealidad que podrían explicar la no significatividad del tamaño.

Para comprobar esta posibilidad hemos reestimado los modelos incluyendo únicamente la parte de beta que no es explicada por el tamaño, siguiendo el proceso aplicado en el análisis de subrogaciones entre efectos. Los valores de esta estimación confirmaron la relevancia del efecto tamaño, siendo esta variable estadísticamente significativa, no así el coeficiente de volatilidad.

En conclusión, el coeficiente beta, tal como ha sido estimado, resulta superado por otro tipo de indicadores, de forma que se rechazaría la implicación de exclusividad a favor de beta que establece el modelo unifactor. En todo caso, la aceptación de las variables fundamentales como medidas de nuevos factores de riesgo requerirá un examen de la relación entre los rendimientos y su sensibilidad a estas variables, con el fin de analizar el coeficiente asociado a esa sensibilidad.

Por otro lado, nuestros resultados pueden ser interpretados en diversas direcciones. Así, el rechazo definitivo a la exclusividad de la beta es difícil de afirmar, puesto que siempre puede argumentarse que las conclusiones de los contrastes serían otras en el caso de trabajar con las betas verdaderas. Igualmente, el horizonte temporal en el que se concentra nuestro trabajo es reducido, razón por la que los resultados pueden verse influidos por la marcha de los mercados durante el periodo de tiempo analizado y de la economía en general.

3. ESTACIONALIDAD DE LOS EFECTOS FUNDAMENTALES

Para finalizar nuestro análisis empírico vamos a comprobar la robustez de los resultados obtenidos en el contraste de efectos fundamentales con relación al posible impacto de un comportamiento estacional de la rentabilidad de enero en las relaciones observadas. En este sentido, son numerosos los trabajos que han advertido una vinculación de este tipo de efectos con anomalías ligadas al calendario, concretamente al comienzo de año [entre otros, Davis (1994) o Fama y French (1992)].

Para comprobar esta posibilidad hemos diferenciado las observaciones correspondientes a este mes en la ecuación de regresión [3] mediante la inclusión de una variable ficticia E_{it} que tomará valor 1 en enero y 0 para el resto de meses. Así, siguiendo a Jaffe *et al.* (1989), el sistema de ecuaciones SUR quedaría expresado como:

$$R_{it}^* = \gamma_0 E_{it} + \gamma_0 (1 - E_{it}) + \beta_i E_{it} R_{Mt}^* + \beta_i (1 - E_{it}) R_{Mt}^* + \sum_{k=1}^K \gamma_k E_{it} X_{ikt-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_k (1 - E_{it}) X_{ikt-1} + \varepsilon_{it} \quad [6]$$

$$\text{con, } i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad k = 1, \dots, K$$

$$R_{it}^* = R_{it} - R_{ft} \quad R_{Mt}^* = R_{Mt} - R_{ft}$$

Los coeficientes de regresión en enero se corresponden con $\gamma_k E_{it}$, mientras que para el resto de meses serán $\gamma_k (1 - E_{it})$. De igual forma para el término independiente. Los valores estimados, así como sus estadísticos de significatividad individual, se exponen en el cuadro 9¹⁶.

El análisis de los datos revelados pone de manifiesto que durante el mes de enero las variables contables no se asocian con los rendimientos bursátiles, no siendo ninguno de sus coeficientes estadísticamente significativo. Por otra parte, para la muestra de meses entre febrero y diciembre se observan resultados similares a los obtenidos para el año completo, de tal forma que no es aceptable la hipótesis de que los efectos fundamentales son exclusivos del mes de enero, periodo en el que se observa un comportamiento de la rentabilidad diferencial al del resto del año. En cualquier caso, el escaso número de observaciones para el mes de enero con las que contamos (7) aconsejan tomar estos resultados con cautela, siendo necesario confirmarlos en horizontes de tiempo más largos.

Nuestros resultados también confirman la existencia de estacionalidad en la rentabilidad de enero, dado que la estimación del término independiente asociado a los meses de febrero a diciembre es negativo y estadísticamente distinto de cero en los cinco modelos, indicando una rentabilidad media ajustada por riesgo inferior durante estos meses. Por último, tampoco se observan valores de beta diferentes en cada uno de los dos subintervalos analizados.

(16) El efecto enero también se analizó para la rentabilidad de carteras. Estos resultados están disponibles previa petición a los autores.

Cuadro 9: CONTRASTE DE ESTACIONALIDAD DE EFECTOS FUNDAMENTALES

	γ_0	$\bar{\beta}$	LVMDO	B/P	C/P	E/P	$\Delta VTAS$	R_A^2
Modelo 1	Enero	0,044	1,209	-0,009				0,265
	Feb.-Dec.	-0,002 ^b	1,031	-0,003 ^c				
Modelo 2	Enero	0,039	0,831	-0,024				0,271
	Feb.-Dec.	-0,001 ^b	0,961	-0,002 ^c				
Modelo 3	Enero	0,025	0,912		0,038			0,279
	Feb.-Dec.	-0,038 ^b	1,197		0,028 ^a			
Modelo 4	Enero	0,022	1,100			-0,063		0,259
	Feb.-Dec.	-0,028 ^c	1,048			0,023		
Modelo 5	Enero	0,0117	1,223				0,036	0,262
	Feb.-Dec.	-0,003 ^c	1,138				-0,003 ^c	
Modelo 6	Enero	0,075	0,867	-0,0284	0,043	0,0002	-0,078	0,258
	Feb.-Dec.	-0,018 ^c	1,031	-0,0218	0,033 ^a	0,005	-0,0085	

Muestra de 75 títulos individuales, rentabilidades mensuales para el periodo comprendido entre abril 1991 y marzo 1998. Estimación según metodología SUR. Todas las variables han sido definidas en el cuadro 1. a, b, c: Valores estadísticamente significativos a niveles de confianza del 99%, 95% y 90% respectivamente. Los modelos estimados se corresponden con diversas versiones del modelo general que se muestra a continuación:

$$R_{it}^* = \gamma_0 E_{it} + \beta R_{it} + \beta R_{it}^* (1 - E_{it}) + \sum_{k=1}^K \beta_k E_{it} X_{ikt} - 1 + \sum_{k=1}^K \beta_k (1 - E_{it}) X_{ikt} - 1 + \epsilon_{it}$$

con X_{ikt} la matriz que contiene a las variables fundamentales.

4. A MODO DE CONCLUSIÓN

El análisis del comportamiento de la rentabilidad mensual de los títulos refleja, como primera anomalía, una escasa correspondencia entre los rendimientos y el coeficiente de volatilidad, habiéndose comprobado una prima de riesgo casi nula en los modelos estimados y revelando esta variable una relación negativa con la rentabilidad en alguno de los casos. Así, en línea con lo ya evidenciado previamente por otros autores en el mercado español, la beta, en la forma que ha sido estimada, no parece ser el factor que determina la variabilidad en la rentabilidad de las acciones, tal como a priori establece el CAPM.

En segundo término, el examen descriptivo de las tasas de rentabilidad por carteras no ha mostrado comportamientos regulares asociados a las variables fundamentales en sentido estricto, si bien, en nuestra base de datos una estrategia que invierte en títulos de valor (ratios C/P, B/P elevados) alcanza una rentabilidad anual posterior a la formación de dichas carteras un 16% mayor a la que obtienen los títulos en crecimiento (valores en los ratios más reducidos). Adicionalmente, atendiendo a los resultados del estudio para títulos individuales, se ha constatado una superioridad explicativa de la variable C/P respecto al resto de indicadores, especialmente sobre la del ratio resultados sobre precio, cuya relación con la rentabilidad ha resultado irrelevante. Así, en nuestra muestra de títulos es posible medir el denominado *efecto valor* a través del indicador C/P exclusivamente, si bien este ratio, por sí mismo, no justifica el efecto tamaño.

Finalmente, se ha constatado que la influencia de las variables fundamentales en la rentabilidad no viene justificada por un comportamiento estacional de la misma durante el mes de enero.

En conclusión, no parece que en el mercado de capitales español características fundamentales como la valoración de los resultados o la evolución de la empresa en el pasado resulten determinantes en la rentabilidad media de las empresas, mientras que sí lo es la valoración de los recursos generados y en menor medida de los fondos propios. El porqué es difícil de argumentar, puesto que todas son variables elegidas *ad hoc* y en principio tan útil podría ser una como la otra. En este sentido, se hace preciso una mayor investigación que permita dar respuesta a algunos de los interrogantes a los que han dado lugar nuestros resultados, principalmente con relación a la interpretación económica de estos efectos fundamentales dentro del ámbito de la valoración racional y su implicación en la literatura sobre valoración de activos o bien a través de modelos de comportamiento de los inversores. También, respecto a una mayor eficiencia en la estimación de las betas, la posible existencia de relaciones no lineales entre rentabilidad y las fundamentales y una constatación de estos efectos en periodos de tiempo distintos al analizado.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ball, R. (1995): "The theory of stock market efficiency: accomplishments and limitations", *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 8, págs. 4-17.

- Banz, R.W. (1981): "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, págs. 3-18.
- Barberis, N., A. Shleifer y R. Vishny (1998): "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics*, vol. 49, págs. 307-343.
- Basu, S. (1977): "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios", *Journal of Finance*, vol. 33, págs. 663-682.
- Basu, S. (1983): "The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 12, págs. 129-156.
- Black, F. (1972): "Capital markets equilibrium with restricted investment analysis", *Journal of Business*, julio, págs. 444-455.
- Black, F., M. Jensen y M. Scholes (1972): "The capital asset pricing model: some empirical test", en Jensen, ed. *Studies in the theory of capital markets*. Praeger, Nueva York.
- Brouwer, I., J. Van der Put y C. Veld (1996): "Contrarian investment strategies in a european context", Documento de trabajo. Tilburg University. Institute for Research and Investment services.
- Campbell, J. (1993): "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", *American Economic Review*, vol. 8, págs. 487-512.
- Campbell, J. (2000): "Asset pricing at the millennium", *Journal of Finance*, vol. 55, págs. 1515-1567.
- Carhart, M. (1997): "On persistence in mutual fund performance", *Journal of Finance*, vol. 52, págs. 57-82.
- Chan, L.D., Y. Hamao y J. Lakonishok (1991): "Fundamentals and stock returns in Japan", *Journal of Finance*, vol. 49, págs. 1739-1764.
- Chen, N., R. Roll y A.S. Ross (1986): "Economics forces and the stocks market", *Journal of Business*, vol. 59, págs. 383-403.
- Cochrane, J. (1999): "New facts in Finance", Documento de Trabajo, Universidad de Chicago.
- Daniel, K., D. Hirshleifer y A. Subrahmanyam (1998): "Investor psychology and security market under- and overreactions", *Journal of Finance*, vol. 53, págs. 1839-1885.
- Davis, J. (1994): "The cross-section of realized stocks returns", *Journal of Finance*, vol. 49, págs. 1579-1593.
- Dechow, P.M. y R.G. Sloan (1997): "Return to contrarian investment strategies: test of naive expectations hypotheses", *Journal of Financial Economics*, vol. 43, págs. 3-27.
- Dichev, I.D. (1998): "Is the risk of bankruptcy a systematic risk?", *Journal of Finance*, vol. 53, págs. 1131-1147.
- Fama, E. y J. MacBeth (1973): "Risk return and equilibrium: empirical test", *Journal of Political Economics*, vol. 71, mayo-junio, págs. 607-636.
- Fama, E. y K. French (1992): "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, vol. 47, págs. 427-465.
- Fama, E. y K. French (1993): "Common risk factors in the returns on stock and bonds", *Journal of Financial Economics*, vol. 33, págs. 3-56.
- Fama, E. y K. French (1995): "Size and Book-to-Market factors in earnings and returns", *Journal of Finance*, vol. 50, págs. 131-156.
- Fama, E. y K. French (1996): "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance*, vol. 51, págs. 55-84.
- Ferson, W. y C. Harvey (1999): "Conditioning variables and the cross-section of stock returns", *Journal of Finance*, vol. 54, págs. 1325-1360.

- Gallego, A. y J. Marhuenda (1997) "Riesgo sistemático, total y coasimetría en la valoración de activos", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 26, núm. 90, págs. 145-165.
- García Ayuso, M. y J.A. Rueda (1999): "El papel de los ratios E/P y B/M en la predicción del crecimiento y de las rentabilidades bursátiles", *V Jornada de Trabajo sobre Análisis Contable de la Asociación de Española de Profesores Universitarios de Contabilidad*. Universidad de Cádiz, octubre.
- Gibbons, M. (1982): "Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach", *Journal of Financial Economics*, vol. 10, págs. 3-27.
- Gómez Sala, J.C. y J. Marhuenda (1998): "La anomalía del tamaño en el mercado de capitales español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 27, núm. 97, págs. 1033-1059.
- Jaffe, J., D. Keim y R. Westerfield (1989): "Earnings yields, market values and stock returns", *Journal of Finance*, vol. 44, págs. 135-148.
- Jagannathan, R. y Z. Wang (1996): "The condicional CAPM and the Cross-section of expected returns", *Journal of Finance*, vol. 51, págs. 3-53.
- Kim, D. (1997): "A reexamination of firm size, book-to-market, and earnings price in the cross-section of expected stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 32, núm. 4, págs. 463-489.
- Kothari, S., J. Shanken y R. Sloan (1995): "Another look at the cross-section of expected stocks returns", *Journal of Finance*, vol. 50, págs. 185-224.
- Lakonishok, J. y A. Shapiro (1986): "Systematic risk, total risk and size as determinants of stocks market returns", *Journal of Banking and Finance*, vol. 10, págs. 115-132.
- Lakonishok, J., A. Shleifer y R. Vishny (1994): "Contrarian investment, extrapolation and risk", *Journal of Finance*, vol. 49, págs. 1451-1578.
- Lettau, M. y S. Ludvigson (1999): "Resurrecting the (C)CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying", Documento de Trabajo, Federal Reserve Bank of New York.
- Lo, A.W. y A.C. MacKinlay (1990): "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models", *Review of Financial Studies*, vol. 3, págs. 431-467.
- Merton, R. (1973): "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica*, vol. 4, págs. 867-888.
- Nieto, B. (2001): *La valoración de activos en el mercado español de valores: tres ensayos*. Tesis Doctoral. Universidad de Alicante.
- Reinganum, M. (1981): "Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yield and market value", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, págs. 19-46.
- Rosenberg, B., K. Reid y R. Lanstein (1985): "Persuasive evidence of market inefficiency", *Journal of Portfolio Management*, vol. 11, págs. 9-17.
- Rubio, G. (1988): "Further international evidence of asset pricing: The case of Spanish stock capital market", *Journal of Banking and Finance*, vol. 12, págs. 221-242.
- Sentana, E. (1995): "Riesgo y Rentabilidad en el Mercado Español de Valores", *Moneda y Crédito*, núm. 200, págs. 133-167.

Fecha de recepción del original: julio, 2000

Versión final: noviembre, 2001

ABSTRACT

In the framework of CAMP, the aim of this paper is to analyse the power of fundamental variables to explain the differences in market return of a sample of firms listed on the Madrid Stock Exchange during the period 1991-1998. Our results reveal a significant relationship between returns and cash flow to price ratio. In addition, this ratio seems to capture the explanatory power of the other variables, such as earnings to price or book to market ratios. On the other hand, we find no evidence of any significant positive association between beta and returns. Finally, the greater power of the fundamentals, as compared to beta, to capture differences in returns is not explained by a January effect.

Key words: fundamental variables, CAPM, SUR.

JEL classifications: G120.