

**CONTRIBUCIÓN DE LOS EFECTOS TAMAÑO, BOOK-TO-MARKET Y MOMENTUM A LA VALORACIÓN DE ACTIVOS:
EL CASO ESPAÑOL**

**Begoña Font-Belaire
Alfredo Juan Grau-Grau**

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 210/2005

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.

Las opiniones son responsabilidad de los autores.

CONTRIBUCIÓN DE LOS EFECTOS TAMAÑO, BOOK-TO-MARKET Y MOMENTUM A LA VALORACIÓN DE ACTIVOS: EL CASO ESPAÑOL

BEGOÑA FONT-BELAIRE Y ALFREDO JUAN GRAU-GRAU

Dpto. de Matemática Económicoempresarial

Universitat de València

Dirección Postal:

Begoña Font Belaire
Dpto. de Matemática Económicoempresarial
Avda. de los Naranjos, s/n
Edificio Departamental Oriental
46071 Valencia (España)
Tel. 34-96-382 83 66

CONTRIBUCIÓN DE LOS EFECTOS TAMAÑO, BOOK-TO-MARKET Y MOMENTUM A LA VALORACIÓN DE ACTIVOS: EL CASO ESPAÑOL

BEGOÑA FONT-BELAIRE Y ALFREDO JUAN GRAU-GRAU

RESUMEN

Pueden los efectos tamaño, book-to-market y momento explicar el riesgo de los activos en el Mercado de Capitales Español? Este artículo intenta analizar la validez de las dos hipótesis racionales estudiadas por la literatura mediante la estimación, contraste y diagnosis a nivel marginal y condicional de varios modelos de valoración de activos. Nuestros resultados destacan la importancia del análisis condicional de los riesgos y primas de mercado para capturar la naturaleza de estos efectos, y dan soporte a las explicaciones racionales de los mismos como predictores del ciclo económico y cuantificadores del riesgo asociado a las estrategias de inversión de las empresas.

CLASIFICACIÓN JEL: C52; E44; G12.

PALABRAS CLAVE: Valoración de activos, estructuras dinámicas en riesgos y primas al riesgo, medidas de diagnosis de modelos.

ABSTRACT

Can size, book-to-market and momentum be risk factors than explain the returns in the Spanish Capital Market? This article attempts to get an answer to this issue studying two competitive rational hypothesis, and estimating several asset pricing models using both conditional and marginal measures. Our findings stress the importance of the role played by conditioning information into the asset pricing model as one way to capture those effects, and give support to rational explanations based on the predictive power of size, book-to-market and momentum to predict economic growth, and to explain risks associated to the firms' strategies of investment.

JEL CLASSIFICATION: C52; E44; G12

KEY WORDS: Asset pricing models; time-varying betas and risk prices; performace.

1. INTRODUCCIÓN

El modelo de valoración CAPM (Capital Asset Pricing Model) desarrollado por Sharpe (1964), Lintner (1965) y Black (1972) es un pilar fundamental de la Economía Financiera actual que está sujeto a permanente discusión en base a las “anomalías” documentadas (principalmente, efectos tamaño, ratio book-to-market y momentum), por diversos autores, para períodos de estudio distintos y diversos mercados.

Efectivamente, el apoyo empírico inicial del modelo (véanse Black, Jensen y Scholes (1972) y Fama y MacBeth (1973)) pronto fue empañado por la documentación de diversas regularidades empíricas y la incapacidad, primero del modelo CAPM original y después sus variantes estáticas y condicionales (véase Lewellen y Nagel (2003)) para explicar estos efectos. Entre la anomalías detectadas destaquemos el efecto tamaño (rendimientos ajustados al riesgo significativamente positivos para las empresas pequeñas) documentado por Banz (1981) para el mercado americano, por Hawawini y Keim (1995) para varios mercados internacionales y por Rubio (1988) para el mercado de capitales español. El efecto book-to-market (rendimientos ajustados al riesgo significativamente positivos para las empresas con elevado ratio book-to-market) documentado en Stattman (1980) y Fama y French (1992, 93) para el mercado americano, en Fama y French (1998) para una selección internacional de mercados, y en Menéndez (2000) y Miralles y Miralles (2003) para el mercado de capitales español. Y el efecto momento a medio plazo (rendimientos ajustados al riesgo significativamente positivos para las empresas que tuvieron rendimientos más altos durante un período anterior) y contrario en el largo plazo (rendimientos ajustados al riesgo significativamente negativos para las empresas que tuvieron rendimientos más altos durante un período anterior) documentado por: De Bondt y Thaler (1985), Jegadeesh y Titman (1993, 2001), Moskowitz y Grinblatt (1999) y Lewellen (2002) para el mercado americano, por Rouwenhorst (1998) para una colección de mercados financieros, y Forner y Marhuenda (2003a,b), para el mercado de capitales español.

La incapacidad del modelo CAPM original para explicar estos efectos conduciría a la incorporación al modelo de nuevos factores: modelos de tres factores (véase Fama y French (1993)) y de cuatro factores (véase Elton, Gruber y Blake (1995)) y a la controversia sobre si los factores incorporados eran una prima a un riesgo (y por lo tanto explicables dentro de las teorías racionales de valoración) o efecto de negociación (y por tanto atribuible a ineficiencias del mercado). Respecto a la capacidad de estos modelos para explicar las anomalías documentadas, Fama y French (1993, 96) demuestran que su modelo es capaz de explicar los riesgos específicos de carteras formadas en base al ratio beneficio-precio y dividendo-precio y de capturar los efectos tamaño y book-to-market y el efecto contrario a largo plazo de los rendimientos pero no el efecto momento. A pesar de esta defensa del modelo de tres factores, estos modelos también han recibido duras críticas por las evidencias en contra sobre la capacidad de los riesgos beta asociados a estos factores para explicar los rendimientos en regresiones de sección cruzada (véanse Jagannathan y Wang (1996), y Nieto (2004) para el mercado de capitales español) y cuando se incorporan variables instrumentales para captar las dinámicas de los rendimientos en regresiones de sección longitudinal y cruzada (véase Ferson y Harvey (1999)).

En relación a las explicaciones sobre la naturaleza de los factores, Fama y French (1993, 95, 96) defienden una explicación racional para los factores tamaño y book-to-market introducidos en su modelo como primas de un riesgo relativo a las expectativas de pérdida de las firmas que es avalada por el modelo teórico de Berk, Green y Naik (1999). En cambio, la interpretación del efecto momento

como factor de riesgo esta sujeta a una mayor discusión y la literatura propone explicaciones racionales avaladas por los resultados de Conrad y Kaul (1998), Liew y Vassalou (2000) que justifica la capacidad explicativa de los efectos tamaño, book-to-market y momento para predecir el ciclo económico y los modelos teóricos de de Berk, Green y Naik (1999) y Johnson (2002); y explicaciones basadas en la irracionalidad de los agentes y modelos conductistas, citemos los trabajos de Jegadeesh y Titman (1993), Barberis, Shleifer y Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer y Subramanyam (1998), Hong y Stein (1999), Hong, Lim y Stein (2000) y Lee y Swaminathan (2000). La literatura más recientes apunta a la necesidad de un enfoque condicional para resolver este puzzle, citemos como ejemplo los trabajos de: Ferson y Harvey (1991, 99), Wu (2002), Tai (2003) y Petkova y Zhang (2004).

El objetivo principal de este trabajo es estudiar las implicaciones del efecto tamaño, book-to-market y momento en la valoración de activos en el mercado español de capitales desde una perspectiva marginal y condicional. El análisis realizado incluye un estudio empírico previo sobre la capacidad de estos efectos para explicar los riesgos específicos de los títulos, y sobre las interpretaciones racionales de estas anomalías como variables predictoras del crecimiento económico y como primas asociadas a riesgos debidos a la estrategia de inversión de las empresas. Y concluye con la estimación, contrastación y diagnosis condicional y marginal de once modelos: el CAPM original (estático) y tres variantes que incluyen la versión en sección cruzada del modelo de tres factores de Fama y French (1993) y dos modelos en los que se incluye de forma adicional el efecto momento en sus acepciones factor de negociación/riesgo, un modelo CAPM condicional de mercado y las tres variantes equivalentes, y tres modelos en los que se introduce la dinámica directamente en la prima. Los resultados obtenidos evidencian que el análisis desde la perspectiva condicional de los riesgos y primas de mercado proporciona argumentación significativa a favor de las explicaciones racionales de los efectos. Resumiendo, aunque la capacidad explicativa de los efectos tamaño, book-to-market y momento como predictores del ciclo económico (primera explicación) para modelar las dinámicas de los riesgos de mercado es muy limitada, éstos sí tienen capacidad significativa para explicar las dinámicas de todas las primas de mercado. Adicionalmente (segunda explicación), los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market y el efecto momento (en su acepción de negociación) también juegan un papel significativo para explicar las dinámicas de los riesgos de los modelos tradicional y condicional básicos.

Este artículo se organiza en cinco apartados incluida la presente introducción. En el segundo apartado se describen las series de datos que se van a emplear, los modelos CAPM que se van a estimar y los procedimientos estadísticos aplicados. En el apartado tercero se aborda un estudio inicial sobre la capacidad explicativa de los efectos tamaño, book-to-market y momentum sobre los riesgos específicos de los activos, y sobre las explicaciones racionales de estos efectos como variables predictoras del ciclo y/o como primas de riesgo. En el cuarto apartado se describen los resultados obtenidos en la estimación, contraste y diagnosis de los modelos de valoración propuestos. Y en el apartado cinco finalizamos resumiendo las conclusiones principales del estudio.

2. DATOS, MODELOS Y METODOLOGÍA EMPLEADA

Nuestro período de estudio está comprendido entre el 1/01/1995 y el 31/12/2000, y los datos de partida son los rendimientos logarítmicos diarios y excesos de rendimientos sobre el activo libre de riesgo de

48 activos que han formado parte del Ibex-35 durante el período en estudio¹. Como activo libre de riesgo hemos empleado los tipos repo a un día.

Estos rendimientos se han calculado a partir de las cotizaciones diarias a cierre ajustadas por ampliaciones y reducciones de capital, y extraordinariamente por derechos de suscripción y dividendos elaboradas por Intertell Economía. Los tipos repo a un día, la información contable para la construcción de la variable instrumental y las series macro empleadas en el trabajo proceden de varias fuentes: el Banco de España, la Comisión Nacional del Mercado de Valores, la Bolsa de Madrid y el Instituto Nacional de Estadística.

La elección en este estudio de una frecuencia de los datos diaria² en vez de mensual o cuatrimestral viene motivada por diversas razones: (i) al agregar perdemos información que puede ser relevante para medir el riesgo beta de los activos y la prima asociada si éstos varían en el tiempo, punto de vista que adoptamos en este estudio; (ii) hay una amplia literatura empírica sensible a la hipótesis de que los rendimientos de los activos tienen una estructura temporal que establece unos “hechos estilizados” y analiza distintos efectos estacionales de frecuencia diaria, que consideramos debe ser tenida en cuenta en la estimación de los riesgos y primas; (iii) tomar datos diarios nos va a permitir tener un número amplio de observaciones sin necesidad de admitir riesgos beta y primas al riesgo condicionales constantes (en términos esperados y marginales) para períodos de calendario largos; y (iv) desde un punto de vista estadístico obtenemos dos ventajas: al usar frecuencia diaria y corregir estructura dinámicas al estimar los riesgos beta mejoramos la precisión de la estimación disminuyendo a su vez los errores de medida en las regresiones cruzadas, y al tener muestras más largas, los estadísticos de contraste están más próximos a sus distribuciones asintóticas.

El período de estudio comprende seis ejercicios económicos completos en los que la tendencia general creciente del Ibex-35 (véase Gráfico 1 panel a), impulsada por las fusiones de empresa y la entrada de los valores tecnológicos, se ha visto afectada negativamente en algunos subperíodos por las crisis asiáticas (sep-97) y latinoamericana (sep-98), y la posterior caída de los valores tecnológicos (ene-00). Esto es, un período no excesivamente largo y perteneciente a un mismo ciclo económico³ en el que, a pesar de generarse excesos de rendimientos de mercado significativamente positivos, se producen bastantes variaciones en los precios diarios. Nuevamente, la frecuencia diaria de los datos permite considerar fuentes de variaciones en los riesgos y primas al riesgo que no se podrían captar con una periodicidad mensual o cuatrimestral.

2.1. CARTERAS DE MERCADO, DE ACTIVOS Y FACTORES

En este estudio empleamos como cartera de mercado la cartera equiponderada de los activos, y agrupamos los activos en dos categorías: sector y tamaño. La categoría sectores contiene cuatro carteras que corresponden a los cuatro sectores (financiero, industria, nuevo mercado y utilidades) considerados por la Sociedad de Bolsas en la elaboración de los índices sectoriales. Los activos se asignan a las carteras de acuerdo con la circular del 1/02/98 y se ponderan por capitalización de modo que el peso asignado a cada activo se actualiza mensualmente y es igual al cociente del promedio para

¹ La elección de los activos se hace bajo este criterio para evitar el problema de negociación infrecuente. En caso de fusión los precios del período previo a la misma corresponden a la empresa dominante en el proceso.

² Aunque la mayor parte de los estudios que se contrastan estos modelos usan rendimientos mensuales o cuatrimestrales en vez de diarios, hay excepciones citemos: Gibbons y Ferson (1985), Lewellen y Nagel (2003), y Menéndez (2000) en el mercado de capitales español.

³ Considerando las fechas estimadas por NBER (National Bureau of Economic Research) como una buena aproximación al ciclo económico mundial, nuestro período está comprendido en el ciclo económico positivo entre el valle de marzo de 1991 y el pico de marzo de 2001.

el mes anterior de la capitalización de cada activo sobre el total de promedios mensuales del sector al que pertenece. La categoría tamaño⁴ contiene cinco carteras ordenadas de menor a mayor tamaño. La composición de las carteras se actualiza mensualmente con los datos del mes anterior ordenando los activos de menor a mayor promedio de capitalización y formando así cinco grupos de (aproximadamente) igual número de activos, y el peso de cada activo en su cartera es proporcional al número de activos que forma parte de la misma.

Las anomalías tamaño, book-to-market y momento se contabilizan mediante los rendimientos de cinco carteras que denotaremos: factor tamaño (SMB), factor book-to-market (HML), factor momento a 1 mes (MOM1), factor momento a 3 meses (MOM3) y factor momento a 6 meses (MOM6). En concreto, el factor tamaño se calcula como diferencia de los promedios de las rentabilidades diarias de las carteras, revisadas mensualmente con datos del mes anterior, formadas por las empresas pequeñas menos las grandes. El factor book-to-market⁵ se calcula como diferencia de los promedios de las rentabilidades diarias de la cartera de empresas de ratio alto y la de ratio bajo que se obtienen revisando mensualmente los promedios del cociente book-to-market⁶ para todas las empresas y clasificándolas de acuerdo con él mismo en tres categorías con el mismo número de empresas. Y, finalmente, las tres series de efecto momento a 1, 3 y 6 meses se obtienen como diferencia de los promedios de las rentabilidades diarias de las carteras, revisadas mensualmente, de empresas ganadoras menos las perdedoras. Estas carteras son distintas para los efectos a 1, 3 y 6 meses y se obtienen calculando los excesos de rendimientos (estimados) de cada activo⁷ respecto al modelo CAPM tradicional en su versión cero beta y clasificando, de acuerdo con esta variable para datos de hace 1, 3 ó 6 meses, los activos en tres categorías con el mismo número de empresas.

El Cuadro 1 en los paneles a, b y c recoge un sumario de estadísticas descriptivas de las series de los rendimientos de la cartera de mercado, de los activos y de los factores considerados respectivamente. A partir del estudio de los resultados para las series de rendimientos de la cartera equiponderada, previo y posterior a la corrección de las estructuras dinámicas en medias y varianzas, observamos que: (i) los excesos respecto a la cartera de mercado son significativos al 5% y positivos sin y con corrección de las estructuras dinámicas; se rechaza la hipótesis de normalidad al 1% en ambos casos (aunque la corrección de dinámicas en varianzas reduce considerablemente el estadístico de contraste); (ii) cuando se analiza conjuntamente la presencia de cambios estructurales en medias y varianzas se observa un cambio significativo al 1% en varianzas, pero para ninguno de los procedimientos implementados se detecta cambio significativo en la media; y (iii) no se observan efectos estacionales día de la semana y enero significativos en ninguno de los casos. La revisión de las estadísticas descriptivas preliminares para las series de rendimientos de las carteras de activos para la

⁴ Estas 5 carteras clasificadas por tamaños son una versión aproximada y adaptada a la frecuencia y tamaño de nuestra base de las 25 carteras clasificadas por tamaño y ratio book-to-market consideradas en los trabajos de Fama y French (1993, 96).

⁵ Los factores tamaño y book-to-market son asimismo una versión adaptada a frecuencia diaria y revisión mensual de la considerada en los trabajos de Fama y French (1993, 96).

⁶ El numerador del cociente book-to-market para cada empresa para un instante de tiempo t se obtiene a partir de la información contable de recursos propios (capital social, reservas, pérdidas y ganancias del periodo y beneficios pendientes de distribuir) a 31 de diciembre del año anterior. Y el denominador, capitalización bursátil, se obtiene para cada instante t multiplicando el número de acciones por su precio.

⁷ Estos excesos de rendimientos se obtienen a partir de la ecuación:

$$ER_{jt} = R_{jt} - r_{jt} - \hat{\beta}_j^m (R_{mt} - r_{nt})$$

donde $\hat{\beta}_j^m$ es el riesgo beta estimado a partir del modelo CAPM tradicional con datos del mes anterior y ajustando las estructuras dinámicas en medias y varianzas de acuerdo con la estructura dinámica modelizada para cada activo usando la muestra completa.

agrupación por sector confirma que, aunque en el período de estudio, la renta variable en promedio ha sido preferida a la fija, esta afirmación no es generalizable a nivel de activos o carteras de activos. Así, para la agrupación por sectores sólo son significativamente no nulos al 5% los excesos de los rendimientos del sector financiero; se acepta la igualdad estadística de los excesos de rendimiento de las cuatro carteras; y se rechaza al 5% la hipótesis sobre excesos de rendimiento iguales e iguales a cero. Y para la agrupación por tamaños, sólo son significativamente no nulos al 1% los excesos de rendimientos para la cartera formada por los activos de menor tamaño; se acepta la igualdad de los excesos de rendimientos de las cinco carteras; y se rechaza al 1% la hipótesis sobre excesos de rendimiento iguales e iguales a cero. Por lo que respecta a los factores de riesgo, no son significativamente no nulos al 5% los rendimientos de ninguno de cinco efectos. Aunque sí lo son los rendimientos de las carteras de menor tamaño (al 1%), de mayor tamaño (al 5%), la formada por los activos ratio book-to-market mayor (al 1%) e intermedio (al 5%), y las de las carteras ganadoras para los tres efectos momento considerados (al 1%), la cartera de empresas intermedias para los efectos momento a 1 y 3 meses (al 5%), y las de las empresas perdedoras para los efectos a 3 (al 5%) y 6 (al 1%) meses. Además, a efectos de interpretación de los resultados de las futuras regresiones tendremos que tener en cuenta que todos los factores⁸ salvo MOM1 y MOM6 están significativamente (al 5%) correlacionados entre sí.

2.2. LA VARIABLE INSTRUMENTAL

Para explicar la evolución del ciclo de negocio en los modelos condicionales consideramos la variable instrumental agregado logarítmico del ratio book-to-market. Esta variable, que denotaremos *bm*, se obtiene diariamente calculando el logaritmo del promedio de los cocientes entre el valor contable y el valor de mercado de todas las empresas consideradas en el estudio.

Para justificar esta elección y centrándonos en el mercado de capitales español⁹ nos apoyamos en los artículos de Nieto (2002) y Nieto y Rodríguez (2002). Nieto (2002) compara la capacidad para predecir la rentabilidad del mercado del ratio book-to-market, el ratio dividendo precio y un término que recoge la estructura de los tipos de interés en el período comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1998 y establece que aunque ninguna de las tres variables instrumentales es estadísticamente significativa en la predicción de la rentabilidad del mercado los mejores resultados son los proporcionados por el ratio book-to-market con pendiente positiva. Nieto y Rodríguez (2002) estudiando de forma comparada la capacidad de predecir los rendimientos del ratio consumo-riqueza y los logaritmos del ratio dividendo-precio y book-to-market para el periodo comprendido entre marzo de 1982 y diciembre de 1999 confirma que la única variable parcialmente relevante en la predicción a corto plazo es el logaritmo del ratio book-to-market y que esta variable ortogonalizada respecto al

⁸ Notemos que el procedimiento de construcción de los factores tamaño y book-to-market no ha permitido separar en este caso los dos efectos puesto que observamos una correlación entre los dos factores de 0.3685. Y que, en cambio, Fama y French (1993, 96) sí conseguían reducir a valores no significativos. Nuestra hipótesis es que es el tamaño de la muestra y no la frecuencia de los datos la razón de esta diferencia de resultados.

⁹ Estudios previos han considerado para explicar la evolución del ciclo de negocio una amplia gama variables instrumentales, citemos entre otras: la diferencia entre los rendimientos de letras del tesoro de dos períodos (véanse Fama y French (1989), Ferson y Harvey (1991, 99), Jagannathan y Wang (1996), Cochrane (1996), y Rubio (1991) y Nieto (2002) para el mercado de capitales español), el ratio dividendo-precio (véanse Fama y French (1988, 89), Cochrane (1996), Ferson y Harvey (1999), y Nieto y Rubio (2002), Nieto y Rodríguez (2002) y Nieto (2002, 04) para el mercado de capitales español), un agregado del ratio book-to-market (véanse Nieto y Rubio (2002), Nieto (2002,04) y Nieto y Rodríguez (2002) para el mercado de capitales español) y el ratio consumo-riqueza (véanse Lettau y Ludvigson (2001a,b, 03), Hodrick y Zhang (2001), y Nieto y Rodríguez (2002) para el mercado español). Los resultados empíricos sobre el CAPM no han sido muy sensibles a la elección.

ratio consumo-riqueza (agregado) incrementa su poder predictivo de uno a cuatro trimestres. Según este estudio el ratio consumo-riqueza aunque presenta una alta correlación con el logaritmo del ratio book-to-market tiene una débil capacidad predictiva de los rendimientos en el mercado de capitales español.

Nuestros resultados empíricos son absolutamente compatibles con los observados por Nieto (2002) y Nieto y Rodríguez (2002) y completan su visión analizando el comportamiento predictivo de la variable instrumental propuesta en relación a cuatro variables macroeconómicas a precios constantes: el producto interior bruto (PIB), los salarios industria (salario), ventas totales (ventas) y renta bruta y mixta (renta). En el Gráfico 1 paneles a y b se representan la evolución comparada de la variable instrumental propuesta con el índice Ibex-35 y con las cuatro variables macroeconómicas respectivamente durante el período de estudio. Y en el panel d del Cuadro 1 se completa el análisis visual anterior con las correlaciones de Pearson entre la variable instrumental propuesta con varios retardos, la serie Ibex-35 y las series macroeconómicas reconvertidas a frecuencia diaria¹⁰. La apreciación visual de que las disminuciones de la variable instrumental anticipan el crecimiento de las variables macroeconómicas y sobre todo los cambios de tendencia en el índice del mercado, se confirma con el análisis de las correlaciones. Del estudio de las correlaciones podemos extraer las siguientes conclusiones iniciales (véase también apartado 3.2): (i) las cuatro series macroeconómicas y el índice de mercado están contemporáneamente y significativamente correlacionadas al 1% entre sí y la relación entre ellas es positiva; (ii) el agregado logarítmico book-to-market está contemporánea y significativamente correlado al 1% (y en relación inversa) con las variables PIB, salario, venta y el índice de mercado; y (iii) los retardos de la variable agregado logarítmico hasta los tres años están significativamente correlados al 1% (exceptuando el par no significativo al 5% renta y agregado con un retardo de 5 días) con las cuatro variables macroeconómicas y el índice y la relación es negativa.

2.3. MODELOS DE VALORACIÓN CAPM

En este trabajo estimaremos y contrastaremos once modelos CAPM: el CAPM tradicional básico, de tres factores, de tres factores más momento y de cuatro factores; el CAPM condicional básico, de tres factores, de tres factores más momento y de cuatro factores; y el CAPM con primas variables básico, con enfoque en el crecimiento y con enfoque en la inversión. En el primer grupo de modelos (tradicionales) asumimos que los riesgos y las primas son constantes en todo el período de estudio, y en el segundo y tercer grupo debilitamos esta hipótesis asumiendo que son condicionalmente constantes. La diferencia entre estos dos grupos de modelos reside en el mecanismo para introducir la dinámica: el procedimiento de escalado propuesto en Cochrane (1996) sobre los factores de descuento del modelo de su expresión en términos de la ecuación de valoración, en los modelos condicionales, y la introducción directa de las dinámicas en las primas sugerida en Dumas y Solnik (1995)¹¹, en los modelos de prima variable.

Modelos CAPM Tradicionales

Si denotamos por R_{jt} a los rendimientos del activo o cartera j y por $R_{mt}-r_{ft}$ a los excesos de rendimiento de la cartera de mercado sobre la renta fija (r_{ft}) en t , el modelo CAPM de Sharpe-Lintner-Black en su

¹⁰ La conversión a frecuencia diaria de las series macroeconómicas se ha realizado imputando diariamente el crecimiento logarítmico del subperíodo mensual o trimestral para el que están definidas.

¹¹ Una diferencia entre el trabajo de Dumas y Solnik (1995) y nuestra aproximación es que en el primero se introduce la dinámica sobre las primas de los riesgos absolutos (medidos por la covarianza entre los rendimientos y el factor de riesgo) y en el nuestro sobre las primas de los riesgos (relativos) beta.

versión tradicional o estática (*modelo CAPM tradicional básico*) consiste en asumir que para cada activo o cartera j y para todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})} \quad [1]$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$ y γ_1 son las primas asociadas al activo cero-beta (en nuestro caso el activo de renta fija) y al riesgo beta de mercado respectivamente.

Para estudiar el efecto explicativo incremental del factor tamaño, book-to-market y momento en su acepción como factor de negociación y/o de riesgo estimamos tres modelos tradicionales más. El modelo propuesto en Fama y French (1993) en su versión sección cruzada (*modelo CAPM tradicional de tres factores*) en el que asumimos que para cada activo o cartera j y para todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{\text{SMB}} + \gamma_3 \beta_j^{\text{HML}}$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, F = \text{SMB, HML} \quad [2]$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$ y $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ son las primas asociadas al activo de renta fija y a los riesgos beta de mercado y asociados al tamaño y book-to-market respectivamente.

El *modelo CAPM tradicional de tres factores más momento* en el que añadimos al modelo [2] los efectos momento en su acepción negociación, asumiendo que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{\text{SMB}} + \gamma_3 \beta_j^{\text{HML}} + g_4 \text{MOM1}_t + g_5 \text{MOM3}_t + g_6 \text{MOM6}_t$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, F = \text{SMB, HML} \quad [3]$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$ y $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ son las primas asociadas al activo de renta fija y a los riesgos beta de mercado y asociados al tamaño y book-to-market respectivamente; y g_4, g_5 y g_6 miden el efecto de los momentos a 1, 3 y 6 meses, sobre los rendimientos.

Y el *modelo CAPM tradicional de cuatro factores* en el que añadimos al modelo [2] los efectos momento en su acepción factor riesgo (Elton, Gruber y Blake (1995)), asumiendo que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{\text{SMB}} + \gamma_3 \beta_j^{\text{HML}} + \gamma_4 \beta_j^{\text{MOM1}} + \gamma_5 \beta_j^{\text{MOM3}} + \gamma_6 \beta_j^{\text{MOM6}}$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, F = \text{SMB, HML, MOM1, MOM3, MOM6} \quad [4]$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$ y $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6$ son las primas asociadas al activo de renta fija y a los riesgos beta de mercado y asociados a los riesgos tamaño, book-to-market, y momento a 1, 3 y 6 meses respectivamente.

Modelos CAPM Condicionales

Estudiaremos bajo este epígrafe cuatro modelos. El *modelo CAPM condicional básico* que en versión marginal¹² consiste en asumir que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

¹² La expresión propuesta para el modelo CAPM condicional se obtuvo aplicando el procedimiento de “escalado” propuesto por Cochrane (1996), partiendo de la expresión en términos de la ecuación de valoración del modelo CAPM condicional:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{m \cdot bm} + \gamma_3 \beta_j^{bm} \quad [5]$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^{m \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, (R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}((R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}, \beta_j^{bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, bm_{t-1})}{\text{Var}(bm_{t-1})}$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$, γ_1 , γ_2 y γ_3 son las primas asociadas al activo de renta fija y a los riesgos de mercado, cruzado por la interacción mercado y la variable instrumental, y asociado a la variable instrumental respectivamente.

El *modelo CAPM condicional de tres factores*, en la que para cada activo o cartera j asumimos para todo t que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{SMB} + \gamma_3 \beta_j^{HML} + \gamma_4 \beta_j^{m \cdot bm} + \gamma_5 \beta_j^{SMB \cdot bm} + \gamma_6 \beta_j^{HML \cdot bm} + \gamma_7 \beta_j^{bm} \quad [6]$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^{m \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, (R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}((R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}, \beta_j^{bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, bm_{t-1})}{\text{Var}(bm_{t-1})}$$

$$\beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, \beta_j^{F \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}(F_t \cdot bm_{t-1})}, F = \text{SMB, HML}$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$, γ_1 , γ_2 , ..., γ_7 son las primas asociadas al activo de renta fija y las primas asociadas a los riesgos de mercado, tamaño, book-to-market, cruzados por la interacción de cada factor de riesgo y la variable instrumental, y asociado a la variable instrumental respectivamente.

Agregando los efectos momento en su acepción de negociación, definimos el *modelo CAPM condicional de tres factores más momento* consistente en asumir que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{SMB} + \gamma_3 \beta_j^{HML} + \gamma_4 \beta_j^{m \cdot bm} + \gamma_5 \beta_j^{SMB \cdot bm} + \gamma_6 \beta_j^{HML \cdot bm} + \gamma_7 \beta_j^{bm} + g_8 \text{MOM1}_t + g_9 \text{MOM3}_t + g_{10} \text{MOM6}_t +$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^{m \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, (R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}((R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}, \beta_j^{bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, bm_{t-1})}{\text{Var}(bm_{t-1})} \quad [7]$$

$$\beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, \beta_j^{F \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}(F_t \cdot bm_{t-1})}, F = \text{SMB, HML}$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$, γ_1 , γ_2 , ..., γ_7 son las primas asociadas al activo de renta fija y las primas asociadas a los riesgos de mercado, tamaño, book-to-market, cruzados por la interacción de cada factor de riesgo y la variable instrumental, y asociado a la variable instrumental respectivamente, y g_8 , g_9 y g_{10} miden el efecto de los momentos a 1, 3 y 6 meses, sobre los rendimientos.

Y finalmente, el *modelo CAPM condicional de cuatro factores* en el que añadimos a [6] los efectos momento en su acepción factor de riesgo, asumiendo que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_j^m + \gamma_2 \beta_j^{SMB} + \gamma_3 \beta_j^{HML} + \gamma_4 \beta_j^{MOM1} + \gamma_5 \beta_j^{MOM3} + \gamma_6 \beta_j^{MOM6} + \gamma_7 \beta_j^{m \cdot bm} + \gamma_8 \beta_j^{SMB \cdot bm} + \gamma_9 \beta_j^{HML \cdot bm} + \gamma_{10} \beta_j^{MOM1 \cdot bm} + \gamma_{11} \beta_j^{MOM3 \cdot bm} + \gamma_{12} \beta_j^{MOM6 \cdot bm} + \gamma_{13} \beta_j^{bm} \quad [8]$$

$$\beta_j^m = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, R_{mt} - r_{ft})}{\text{Var}(R_{mt} - r_{ft})}, \beta_j^{m \cdot bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, (R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}{\text{Var}((R_{mt} - r_{ft}) \cdot bm_{t-1})}, \beta_j^{bm} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, bm_{t-1})}{\text{Var}(bm_{t-1})}$$

$E_{t-1}[M_t(1 + R_{jt} - r_{ft})] = 1$, $M_t = \delta_{0,t-1} + \delta_{1,t-1}(R_{mt} - r_{ft})$
y asumiendo la siguiente estructura dinámica para los factores de descuento: $\delta_{s,t-1} = \delta_s^0 + \delta_s^1 bm_{t-1}$, $s = 0, 1$. y que los rendimientos de todos los activos y carteras son independientes.

$$\beta_j^F = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t)}{\text{Var}(F_t)}, \beta_j^{F \cdot \text{bm}} = \frac{\text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, F_t \cdot \text{bm}_{t-1})}{\text{Var}(F_t \cdot \text{bm}_{t-1})}, F = \text{SMB, HML, MOM1, MOM3, MOM6}$$

donde $\gamma_0 (=E(r_{ft}))$, $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{13}$ son las primas asociadas al activo de renta fija y las primas asociadas a los riesgos de mercado, tamaño, book-to-market, cruzados por la interacción de cada factor de riesgo y la variable instrumental, y asociado a la variable instrumental respectivamente.

Modelos CAPM con Prima de Riesgo Variable

Dentro de este grupo de modelos, en los que introducimos la dinámica directamente en la prima, consideramos tres versiones. El *modelo CAPM con prima de riesgo variable básico* definido bajo la hipótesis de que el único factor de riesgo es el mercado y su prima al riesgo varía con el ciclo de negocio a través de los excesos de mercado y la variable instrumental. Esto es, consistente en asumir que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E_t(R_{jt}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{jt}^m \quad [9]$$

$$\gamma_{it} = \gamma_i^1 + \gamma_i^2(R_m - r_f)_{t-1} + \gamma_i^3\text{bm}_{t-1}$$

donde β_{jt}^m es el riesgo de mercado condicional asociado al activo/cartera j e instante de tiempo t (usando la información disponible hasta $t-1$), y γ_{0t} y γ_{1t} son las primas condicionales asociadas al activo de renta fija y a los riesgos de mercado en el instante de tiempo t .

El *modelo CAPM con prima de riesgo variable con enfoque en el crecimiento* considera la hipótesis de un único factor de riesgo y la explicación de Liew y Vassalou (2000) de que las anomalías tamaño, book-to-market y momento derivan de su capacidad explicativa del ciclo de negocio. Y asume que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E_t(R_{jt}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{jt}^m \quad [10]$$

$$\gamma_{it} = \gamma_i^1 + \gamma_i^2(R_m - r_f)_{t-1} + \gamma_i^3\text{bm}_{t-1} + \gamma_i^4\text{SMB}_{t-1} + \gamma_i^5\text{HML}_{t-1} + \gamma_i^6\text{MOM1}_{t-1} + \gamma_i^7\text{MOM3}_{t-1} + \gamma_i^8\text{MOM6}_{t-1}$$

donde β_{jt}^m es el riesgo de mercado condicional asociado al activo/cartera j e instante de tiempo t , y γ_{0t} y γ_{1t} son las primas condicionales asociadas al activo cero-beta y las primas asociadas a los riesgos de mercado en el instante de tiempo t .

En cambio, el *modelo CAPM con prima de riesgo variable con enfoque en la inversión* considera la hipótesis alternativa¹³ de que los efectos observados se deban al riesgo asociado a las estrategias de inversión a nivel empresa y/o industria y no a su capacidad explicativa del ciclo. En este sentido asume más de un factor de riesgo y que la prima varía con el ciclo de negocio explicado a través de los excesos de mercado y la variable instrumental. Asumimos que para cada activo o cartera j y todo t se cumple que:

$$E_t(R_{jt}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{jt}^m + \gamma_{2t}\beta_{jt}^{\text{SMB}} + \gamma_{3t}\beta_{jt}^{\text{HML}} + \gamma_{4t}\beta_{jt}^{\text{MOM1}} + \gamma_{5t}\beta_{jt}^{\text{MOM3}} + \gamma_{6t}\beta_{jt}^{\text{MOM6}} \quad [11]$$

$$\gamma_{it} = \gamma_i^1 + \gamma_i^2(R_m - r_f)_{t-1} + \gamma_i^3\text{bm}_{t-1}$$

donde β_{jt}^m es el riesgo de mercado condicional asociado al activo/cartera j e instante de tiempo t , β_{jt}^F , $F=\text{SMB, HML, MOM1, MOM3, MOM6}$ son los riesgos beta condicionales asociados a los demás factores de riesgo considerados asociados al activo/cartera j e instante t , y $\gamma_{0t}, \gamma_{1t}, \gamma_{2t}, \dots, \gamma_{6t}$ son las

¹³ Hipótesis consistente con los resultados empíricos e hipótesis de Fama y French (1996), Moskowitz y Grinblatt (1999) y Ahn, Conrad y Dittmar (2003), y los modelos teóricos de Berk, Green y Naik(1999) y Johnson (2002).

primas condicionales asociadas al activo cero-beta y a los riesgos de mercado y de cada factor respectivamente en el instante de tiempo t .

Modelos nulos o de referencia

La capacidad explicativa adicional de los modelos anteriores se compara entre sí y respecto a la de los siguientes tres modelos de referencia. Con el modelo de referencia consistente en asumir para todo activo o cartera j y todo instante t que: $E(R_{jt}) = \gamma_0$, para los modelos CAPM tradicionales; $E(R_{jt}) = \gamma_0 + \gamma_3 \beta_j^{bm}$, con $\beta_j^{bm} = \text{Cov}(R_{jt} - r_{ft}, bm_{t-1}) / \text{Var}(bm_{t-1})$ para los modelos CAPM condicionales; y $E(R_{jt}) = \gamma_{0t}$, $\gamma_{0t} = \gamma_0^0 + \gamma_0^1 bm_{t-1}$ para los modelos con prima al riesgo variable.

2.4. METODOLOGÍA APLICADA

Este trabajo persigue un análisis de las distintas hipótesis racionales para explicar las anomalías observadas en la valoración de activos por tamaño, ratio book-to-market y momento. Para cumplir este objetivo, en primer lugar contrasta las hipótesis racionales más conocidas usando la metodología de regresión, para en segundo lugar estimar y contrastar, como test ácido de su validez, la eficiencia marginal y condicional de modelos de valoración CAPM formulados en base a estas hipótesis.

Para cumplir este doble objetivo de análisis condicional y marginal, los modelos CAPM propuestos se van a estimar y contrastar aplicando una pequeña variante de la metodología de sección cruzada propuesta por Fama y MacBeth (1973) que nos permitirá no sólo su estimación sino también la obtención de las series de riesgos betas y primas de riesgo gamma “condicionales” a la información disponible en t . Y se van a aplicar un procedimiento de diagnosis del modelo a nivel condicional a través de los coeficientes R^2 de las regresiones ajustadas a nivel condicional y del estudio temporal de las series condicionales de riesgos y primas al riesgo de mercado, y a nivel marginal a partir de la serie de residuos que se obtiene al restar al valor observado de los rendimientos el valor estimado según el modelo para el período completo.

Estimación de los modelos

La metodología de sección cruzada de Fama y MacBeth (1973) ha sido ampliamente aplicada en la estimación y contraste de los modelos CAPM en general y (con algunas variantes) en la obtención de las series de riesgos beta y primas al riesgo condicionales en los trabajos de Ferson y Harvey (1991, 99) y Petkova y Zhang (2004). Shanken (1992) revisa las propiedades de esta metodología y, además de justificar su equivalencia con otras metodologías propuestas¹⁴, apunta que este método de estimación en su modalidad “rolling beta” puede ser más robusto frente a la detección de relaciones espurias entre los rendimientos y los riesgos betas.

La metodología de estimación de este trabajo ha sido la siguiente. En una primera fase hemos regresado, corrigiendo estructuras dinámicas y muestras solapadas de tamaño 74 (3 meses aprox.), los excesos de los rendimientos de cada las carteras sobre cada una de las siguientes variables explicativas: los excesos de los rendimientos de la cartera de mercado, los efectos tamaño (SMB), book-to-market (HML), y momento a 1, 2 y 3 meses (MOM1, MOM3, MOM6), la variable instrumental (retardada 1 día), y los productos de los excesos de rendimientos de mercado y efectos por la variable instrumental. Se obtiene de este modo, las series de riesgos beta condicionales de mercado, de los efectos tamaño, book-to-market y momento, de la variable instrumental y de los

¹⁴ Nos referimos concretamente al método GMM propuesto en el trabajo de Cochrane (1996) y la metodología de estimación multivariante propuesta en Gibbons (1982).

riesgos cruzados de todos los factores de riesgo y variable instrumental. A diferencia de otros trabajos, en esta primer fase hemos regresado los excesos de los rendimientos y no los rendimientos reconociendo que los tipos libres de riesgo no son constantes, y además hemos corregido estructuras dinámicas con los objetivos de reducir los errores de estimación, y el efecto sobre la estimación del riesgo beta de los excesos de rendimientos/rendimientos observados en instantes de tiempo anteriores¹⁵.

En una segunda fase, estimamos por mínimos cuadrados ordinarios para cada agrupación e instante t las siguientes regresiones solapadas para los once modelos CAPM propuestos:

- Para el modelo CAPM tradicional básico (véase ecuación [1]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [12]$$

- Para el modelo CAPM tradicional de tres factores (véase ecuación [2]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{SMB} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{HML} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [13]$$

- Para el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento (véase ecuación [3]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + g_{4(t)}MOM1_{\tau} + g_{5(t)}MOM3_{\tau} + g_{6(t)}MOM6_{\tau} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [14]$$

- Para el modelo CAPM tradicional de cuatro factores (véase ecuación [4]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{SMB} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{HML} + \gamma_{4(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM1} + \gamma_{5(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM3} + \gamma_{6(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM6} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [15]$$

- Para el modelo CAPM condicional básico (véase ecuación [5]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-m} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [16]$$

- Para el modelo CAPM condicional de tres factores (véase ecuación [6]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{SMB} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{HML} + \gamma_{4(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-m} + \gamma_{5(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-SMB} + \gamma_{6(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-HML} + \gamma_{7(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [17]$$

- Para el modelo CAPM condicional de tres factores más momento (véase ecuación [7]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{SMB} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{HML} + \gamma_{4(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-m} + \gamma_{5(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-SMB} + \gamma_{6(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-HML} + \gamma_{7(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm} + g_{8(t)}MOM1_{\tau} + g_{9(t)}MOM3_{\tau} + g_{10(t)}MOM6_{\tau} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [18]$$

- Para el modelo CAPM condicional de cuatro factores (véase ecuación [8]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{SMB} + \gamma_{3(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{HML} + \gamma_{4(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM1} + \gamma_{5(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM3} + \gamma_{6(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{MOM6} + \gamma_{7(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-m} + \gamma_{8(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-SMB} + \gamma_{9(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-HML} + \gamma_{10(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-MOM1} + \gamma_{11(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-MOM3} + \gamma_{12(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm-MOM6} + \gamma_{13(t)}\hat{\beta}_{j\tau}^{bm} + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [19]$$

¹⁵ Se presenta así una propuesta alternativa al modelo CAPM propuesto en Bollerslev, Engle y Wooldridge (1998) para incorporar el efecto de los hechos estilizados observados en las series de rendimientos en el proceso de valoración.

- Para el modelo CAPM de prima variable básico (véase ecuación [9]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0\tau} + \gamma_{1\tau} \hat{\beta}_{j\tau}^m + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \sim N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [20]$$

$$\gamma_{i\tau} = \gamma_{i(t)}^1 + \gamma_{i(t)}^2 (R_m - r_f)_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^3 \text{bm}_{\tau-1}, \quad i = 0, 1$$

- Para el modelo CAPM de prima variable con enfoque en el crecimiento (véase ecuación [10]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0\tau} + \gamma_{1\tau} \hat{\beta}_{j\tau}^m + u_{j\tau}^t, \quad u_{j\tau}^t \sim N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [21]$$

$$\gamma_{i\tau} = \gamma_{i(t)}^1 + \gamma_{i(t)}^2 (R_m - r_f)_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^3 \text{bm}_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^4 \text{SMB}_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^5 \text{HML}_{\tau-1} \\ + \gamma_{i(t)}^6 \text{MOM1}_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^7 \text{MOM3}_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^8 \text{MOM6}_{\tau-1}, \quad i = 0, 1$$

- Para el modelo CAPM de prima variable con enfoque en la inversión (véase ecuación [11]):

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \gamma_{1(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^m + \gamma_{2(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{\text{SMB}} + \gamma_{3(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{\text{HML}} + \gamma_{4(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{\text{MOM1}} + \gamma_{5(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{\text{MOM3}} + \gamma_{6(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{\text{MOM6}} + u_{j\tau}^t, \\ u_{j\tau}^t \sim N(0, \sigma_{u_t}^2), \quad \tau = t-18, \dots, t-1, \quad j=1, \dots, 4(5) \quad [22]$$

$$\gamma_{i\tau} = \gamma_{i(t)}^1 + \gamma_{i(t)}^2 (R_m - r_f)_{\tau-1} + \gamma_{i(t)}^3 \text{bm}_{\tau-1}, \quad i = 0, 1, \dots, 6$$

donde $\hat{\beta}_{j\tau}^m$, $\hat{\beta}_{j\tau}^F$, $\hat{\beta}_{j\tau}^{\text{bm}\cdot m}$, $\hat{\beta}_{j\tau}^{\text{bm}\cdot F}$, $F=\text{SMB}$, HML , MOM1 , MOM3 , MOM6 y $\hat{\beta}_{j\tau}^{\text{bm}}$ son los riesgos beta asociados al mercado y a los efectos tamaño, book-to-market y momento, cruzado de todos estos factores con la variable instrumental y la propia variable instrumental, estimados en la primera fase para cada instante de tiempo τ usando los datos observados de 74 días anteriores a la fecha τ . Generamos en esta fase, por un nuevo proceso de regresiones con muestras de tamaño¹⁶ 72 ó 90 que contienen información temporal de los 18 días anteriores a la fecha, las series de primas al riesgo gamma para cada factor condicionales a la información (incluyendo los valores de el/los riesgo/s beta/s) disponible en t de los modelos tradicionales y condicionales. Y las series de primas al riesgo gamma para cada factor condicionales a la información disponible t de los modelos de prima variable calculando para cada factor de riesgo $\gamma_{i\tau} = \bar{\gamma}_{i\tau}^1 + \bar{\gamma}_{i\tau}^2 (R_m - r_f)_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^3 \text{bm}_{\tau-1}$ para los modelos básico y $\gamma_{i\tau} = \bar{\gamma}_{i\tau}^1 + \bar{\gamma}_{i\tau}^2 (R_m - r_f)_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^3 \text{bm}_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^4 \text{SMB}_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^5 \text{HML}_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^6 \text{MOM1}_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^7 \text{MOM3}_{\tau-1} + \bar{\gamma}_{i\tau}^8 \text{MOM6}_{\tau-1}$ para los modelos con enfoque en el crecimiento, donde los promedios son sobre los valores estimados para el parámetro de 18 fechas anteriores a t .

Por otra parte, siguiendo la metodología de Fama y MacBeth (1973) a partir de las series de prima al riesgo se define la prima al riesgo (marginal) de cada factor como la esperanza marginal de la serie de primas al riesgo y se estima, como es habitual, con el estadístico media muestral. Y la significatividad de los parámetros de riesgo estimados se evalúa con el estadístico T del contraste media igual a cero¹⁷. Este procedimiento estadístico requiere dos puntualizaciones. En primer lugar, su validez (así como la de los modelos CAPM considerados) se basa para los modelos tradicionales y condicionales en la estabilidad de las primas a riesgo condicionales y para los modelos de prima variable en la estabilidad de las series de parámetros gamma estimados alrededor de un único valor

¹⁶ Tamaño muestral 72 para la agrupación de carteras de activos por sector y 90 para las agrupación por tamaño.

¹⁷ Este procedimiento estadístico ignora (asumiendo independencia) la estructura dinámica de las series de prima al riesgo estimadas. En este trabajo de forma complementaria se estiman las primas al riesgo de mercado de los modelos tradicional, condicional y con prima de riesgo variable básicos aplicando el procedimiento de regresar las series de primas condicionales sobre un constante corrigiendo estructuras dinámicas en medias y varianzas, y tomar como estimador del riesgo y significatividad del mismo el estimador de la constante y su significatividad respectivamente.

medio, y en segundo lugar no se deben despreciar los errores de medida cometidos en la estimación al regresar sobre la serie de betas condicionales estimadas.

Ghysels (1998) analiza el impacto sobre la estimación de los modelos CAPM estáticos y condicionales (en especial en estos últimos) de la presencia de cambio estructural en medias y propone contrastar la presencia de este efecto como parte del proceso de evaluación de los modelos condicionales. Y Shanken (1992) demuestra que la metodología de Fama y MacBeth (1973) no captura el error de medida en las betas y sobreestima la precisión de los estimadores de los parámetros de riesgo, y propone aplicar un factor de corrección asintótico. En este trabajo recogemos ambas sugerencias, incluyendo entre las medidas de performance estudiadas para cada modelo un estadístico para contrastar la presencia de cambio estructural en medias y también en varianzas¹⁸ y estudiando la significatividad de los contrastes t y F sobre parámetros de prima de riesgo sin aplicar y aplicando una variante heurística (adaptada a nuestro procedimiento de estimación de la primera fase) del factor de corrección propuesto por Shanken (1992). Concretamente, los factores de corrección aplicados han

sido: $c_1 = \max |\hat{\gamma}_1| \cdot \left(\frac{s^2(\beta_j^1)}{s^2(e_j^1)} \right)$, $c_2 = \sum_{k=1}^K \max |\hat{\gamma}_k| \cdot \left(\frac{s^2(\beta_j^k)}{s^2(e_j^k)} \right)$ y $c_3 = \sum_{k=1}^K \max^2 (\max_{\tau} |\hat{\gamma}_{k\tau}|) \cdot \left(\frac{s^2(\beta_j^k)}{s^2(e_j^k)} \right)$ donde los

promedios se calculan sobre los errores estimados para cada activo o cartera j para el residuo, $s^2(e_j^k)$, y el parámetro de riesgo beta, $s^2(\beta_j^k)$, asociado al factor de riesgo k (específico, cruzado o instrumental) de las regresiones de primera fase con corrección de dinámicas y el período completo para los modelos tradicionales, condicionales y de prima variable respectivamente.

Medidas de diagnóstico de los modelos estimados

Los resultados de la estimación de los modelos considerados se completan, para evaluar su capacidad para valorar adecuadamente los activos, con el cálculo de algunas medidas de diagnóstico a nivel condicional y marginal. Como medidas condicionales complementarias¹⁹ del ajuste consideramos el estadístico R^2 ajustado de las regresiones de sección cruzada estimadas en la segunda fase de la estimación (véase ecuaciones [12] a [22]) para los modelos propuestos del que calculamos su media, desviación estándar, el intervalo empírico de confianza del 95%, y las probabilidades asociadas a los sucesos $R^2 \leq 0.5\%$ y $R^2 \geq 10\%$.

Junto a esta medida de ajuste condicional proponemos calcular también unas medidas del ajuste marginal de los modelos bajo la hipótesis admitida de que las primas de riesgo de los modelos tradicionales y condicionales y coeficientes γ_i^k de los modelos de prima variable son constantes en todo el periodo de estudio, y sus valores estimados son los obtenidos en el proceso de estimación anterior²⁰. Para ello, calculamos para los modelos tradicionales, condicionales y de prima variable las series de residuos estimados, $\hat{u}_{jt}^m = R_{jt} - \hat{R}_{jt}^m$, donde \hat{R}_{jt}^m son los rendimientos estimados para la cartera j e instante t según el modelo m, y $m=1, \dots, 3(4)$ y 0 representan a las variantes propuestas en

¹⁸ No olvidemos que la mayoría de los contrastes estructurales en media (y en particular el contraste CUSUM que vamos a aplicar en este trabajo) incluyen entre sus hipótesis la homocedasticidad de la serie.

¹⁹ Los contrastes sobre la significatividad de las primas al riesgo, sobre los efectos estacionales en la estimación de los modelos tradicional y condicional, y sobre la igualdad o simetría de los riesgos de mercado en períodos alcistas y bajistas son también, en un sentido amplio, medidas condicionales sobre el ajuste de los modelos considerados.

²⁰ Debemos considerar estas medidas de ajuste marginal como una alternativa desde la metodología de Fama y MacBeth (1973) de las medidas de ajuste propuestas desde la metodología del método generalizado de momentos (véase Cochrane (1996, 2001)) en otros trabajos (véase Hodrick y Zhang (2001)).

cada categoría de modelos CAPM y el correspondiente modelo nulo respectivamente. Y obtenemos los siguientes estadísticos y contrastes: (i) el estadístico $D = [s^2(u_{jt}^0) - s^2(u_{jt}^m)] / s^2(u_{jt}^0)$ para medir la variabilidad explicada por cada modelo respecto a su correspondiente modelo nulo; (ii) los contrastes de ratio de verosimilitud del modelo nulo de referencia ($m=0$) frente a cada uno de los modelos CAPM estimados, del modelo básico ($m=1$) frente a cada una de las variantes consideradas ($m=2, 3(4)$), del modelo de tres factores ($m=2$) frente a las otras variantes ($m=3, 4$) para los modelos tradicionales y condicionales y del modelo tradicional frente al condicional y al de prima variable correspondiente; (iii) el contraste T, sin y con corrección de errores de medida, para estudiar si la media de los errores es cero; y (iv) los estadísticos de contraste de cambio estructural en varianzas y medias.

Corrección de estructuras dinámicas, contrastes conjuntos y cambios estructurales

En este trabajo nos referimos en varias ocasiones a estimaciones sin y con corrección de estructuras dinámicas en medias y varianzas, contrastes conjuntos y cambios estructurales. Los resultados con corrección de estructuras dinámicas se obtienen de forma general ajustando simultáneamente modelos autoregresivos en medias y (G)Arch en varianzas en los retardos suficientes para eliminar las autocorrelaciones en medias y varianzas significativas observadas sin generar estructuras artificiales. Con dos excepciones²¹ los ajustes realizados para realizar el análisis de la estructura temporal de los riesgos y primas de riesgo de mercado condicionales para los tres modelos básicos que se realizan ajustando un AR(5) para modelizar la dinámica de las medias y un GARCH(1,1) para modelizar la de varianza, y las regresiones estimadas en el apartado 3.2 con datos diarios para las que se ajusta un GARCH(1,1) para modelizar la de varianza.

Los contrastes conjuntos se implementan estimando por mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores de Newey-West las correspondientes regresiones con variables ficticias²². El estadístico suministrado es el estadístico Ji-cuadrado cuando el contraste se aplica sobre series calculadas sin errores de medida, y el estadístico F sin y con corrección de error en el otro caso.

Para detectar los cambios estructurales se aplican las metodologías de detección de cambio estructural de Inclán y Tiao (1994) y CUSUM (véase Brown, Durbin y Evans (1995))²³ en varianzas y medias respectivamente considerando dos procedimientos²⁴: tratar de forma independiente los dos cambios sin corregir dinámicas, y tratar conjuntamente corrigiendo estructuras dinámicas (primero el de varianza y luego el de media) ambos cambios respectivamente. Los estadísticos de contraste son:
 $E_{CV} = \text{Max}_t \sqrt{0.5T} \cdot |D_t|$ para detectar los cambios de varianza, y
 $E_{CM} = \text{Max}_t \{ \sqrt{T-k} / [T-k+2(t-k)] \} \cdot |W_t|$ para detectar los cambios de media, donde $D_t = C_t / C_{T-t} - t/T$,
 $C_t = \sum_{s=1}^t e_s^2$, e_s la serie para la que estudiamos la presencia de cambio estructural en varianzas,
 $W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / \hat{\sigma}$, w_s los residuos recursivos, $\hat{\sigma}$ su desviación estándar, T el número de observaciones

²¹ En el primer caso la excepción viene motivada por la persistencia observada en las series de riesgos y primas al riesgo de mercado; en el segundo por la estructura dinámica observada en varianzas de la serie de los excesos de rendimientos de mercado respecto a la renta fija.

²² Los contrastes conjuntos sobre coeficientes para los modelos de prima variable se han realizado usando las series completas de coeficientes estimados e identificando cada coeficiente con una variable ficticia.

²³ Brown, Durbin y Evans (1995), e Inclán y Tiao (1994).

²⁴ En el caso de detección de cambios estructurales en las series de rendimientos de mercado se han usado ambos procedimientos usando como serie de partida la original y los residuos estandarizados después de corregir estructuras dinámicas respectivamente, pero en el caso de la detección de cambios como medida de performance sólo se ha aplicado el primero y sobre la serie de errores estimada.

y k el número de regresores (en nuestro caso siempre k=1). Los valores críticos son: 1.358 al 5% y 1.628 al 1% para E_{CV} ($T \geq 500$), y 0.948 al 5% y 1.143 al 1% para E_{CM} .

3. EXPLICACIONES RACIONALES DE LAS ANOMALÍAS DEBIDAS AL TAMAÑO, BOOK-TO-MARKET Y MOMENTUM

Comenzamos en este apartado nuestro estudio sobre los efectos tamaño, book-to-market y momentum en la valoración de activos analizando en primer lugar la capacidad explicativa de estos efectos para explicar los riesgos específicos de los activos que justifica la introducción en los modelos de valoración de estos efectos como factores de riesgo y/o como efectos debidos a la negociación. En segundo lugar, trataremos de analizar empíricamente la naturaleza racional (como factores de riesgo) de estos efectos realizando algunos contrastes para estudiar las hipótesis que relacionan estos efectos con el crecimiento económico y/o con el cambio en el nivel de riesgo de la empresa por efecto de su estrategia de inversión y de su interacción con el ciclo económico.

3.1. CAPACIDAD EXPLICATIVA SOBRE LOS RIESGOS ESPECÍFICOS DE LOS ACTIVOS

Para estudiar la capacidad explicativa de estos factores sobre los riesgos específicos de los activos aplicamos el procedimiento habitual de estimar las alphas de Jensen para cada cartera y contrastar conjuntamente la hipótesis nula de que las alphas son iguales entre sí y a la vez iguales a cero bajo varios supuestos. En este trabajo estimamos, usando ventanas muestrales solapadas de tamaño 74, corrigiendo las estructuras dinámicas y asumiendo normalidad, las alphas de Jensen estudiando 8 supuestos:

- (i) “El factor mercado explica el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \beta_j^m (R_{mt} - r_{ft}) + e_{jt}, \quad \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [23]$$

- (ii) “Los factores mercado, tamaño y book-to-market explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \beta_j^1 (R_{mt} - r_{ft}) + \beta_j^2 \text{SMB}_t + \beta_j^3 \text{HML}_t + e_{jt}, \quad \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [24]$$

- (iii) “Los factores mercado, tamaño, book-to-market y momento explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \beta_j^1 (R_{mt} - r_{ft}) + \beta_j^2 \text{SMB}_t + \beta_j^3 \text{HML}_t + \sum \beta_j^{4(k)} \text{MOM}(k) + e_{jt}, \quad \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [25]$$

- (iv) “El factor mercado en su estructura dinámica caracterizada por su variabilidad respecto a la variable instrumental y el factor ciclo explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \beta_j^m (R_{mt} - r_{ft}) + \beta_j^{m-bm} (R_{mt} - r_{ft}) \cdot \text{bm}_{t-1} + \beta_j^{bm} \text{bm}_{t-1} + e_{jt}, \quad \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [26]$$

- (v) “Los factores mercado, tamaño y book-to-market en su estructura dinámica caracterizada por su variabilidad respecto la variable instrumental y el factor ciclo explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_j + \sum \beta_j^1 F_t + \sum \beta_j^2 (F_t \cdot \text{bm}_{t-1}) + \beta_j^3 \text{bm}_{t-1} + e_{jt}, \quad F = R_{mt} - r_{ft}, \text{SMB}, \text{HML}, \quad \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [27]$$

(vi) “Los factores mercado, tamaño y book-to-market en su estructura dinámica caracterizada por su variabilidad respecto la variable instrumental, el factor ciclo y el factor momento (en su faceta de negociación) de negociación explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \sum \beta_i^1 F_t + \sum \beta_i^2 (F_t \cdot bm_{t-1}) + \beta_i^3 bm_{t-1} + \sum \beta_i^4 MOM_t + \varepsilon_{it}, F = R_m - r_f, SMB, HML, t = \tau - 74, \dots, 74 \quad [28]$$

(vii) “Los factores mercado, tamaño, book-to-market y momento en su estructura dinámica caracterizada por su variabilidad respecto la variable instrumental y el factor ciclo explican el riesgo específico de los activos ($\alpha_j=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \sum \beta_i^1 F_t + \sum \beta_i^2 (F_t \cdot bm_{t-1}) + \beta_i^3 bm_{t-1} + \varepsilon_{it}, F = R_m - r_f, SMB, HML, MOM, t = \tau - 74, \dots, 74 \quad [29]$$

(viii) “El riesgo específico es el mismo para períodos alcistas y bajistas ($\alpha_{ja}=\alpha_{jb}, \forall j$) e igual a cero cuando se incorpora la capacidad explicativa del mercado ($\alpha_{ja}=\alpha_{jb}=0, \forall j$)” estimando las siguientes ecuaciones para todo activo o cartera j y todo t:

$$R_{jt} - r_{ft} = \alpha_{ja} D_\tau + \alpha_{jb} (1 - D_\tau) + \beta_j (R_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{jt}, \tau = t - 74, \dots, t - 1 \quad [30]$$

D_τ es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando el rendimiento de mercado excede o iguala el rendimiento de la renta fija en el instante τ .

El Cuadro 2 en los paneles a para la agrupación sector y b para la agrupación por tamaño se resumen los resultados obtenidos para los contrastes individuales por cartera y conjunto y cada una de las situaciones consideradas, y de esta manera la contribución diferencial de cada factor para explicar los riesgos específicos por activo. En primer lugar conviene notar que el factor mercado (véase ecuación [23]) por sí sólo es incapaz de eliminar el riesgo específico a nivel individual y conjunto para las dos agrupaciones, rechazándose todas las hipótesis con un nivel de significatividad del 1%. Además, la incorporación de los factores adicionales tamaño-book y tamaño-book-momento (véanse ecuaciones [24] y [25]) no contribuye de forma conjunta a eliminar estos riesgos sino que contribuyen a aumentar el estadístico Ji-cuadrado y a reducir la significatividad del rechazo. Ya que, aunque a nivel individual, los efectos tamaño, book-to-market y momento conjuntamente contribuyen a explicar el riesgo específico de las carteras nuevo mercado y utilidades (el contraste no es significativo al 5%) y para los tamaños 2, 3 y 4 (aunque siguen siendo significativos al 1%) la corrección supone una sobre-corrección del riesgo sistemático de las restantes. De este análisis se derivan tres consecuencias importantes: (i) la no recuperación, usando datos de frecuencia diaria aunque si metodología de serie temporal, de los resultados de Fama y French (1993, 96) para ninguna de las dos agrupaciones, (ii) el efecto momento contribuye a explicar riesgo específico, y (iii) el hecho de que la capacidad explicativa de los riesgos específicos a través de los factores tiene un componente específico relativo al activo o industria.

Por otra parte, la incorporación junto al efecto de mercado de la variable instrumental y su efecto cruzado con mercado (véase ecuación [26]) reduce considerablemente el estadístico Ji-cuadrado de contraste conjunto que es no significativo al 5% para la agrupación tamaño; y a nivel individual hace no significativos al 5% los riesgos específicos del sector utilidades y de las carteras por tamaño 1 y 4. La incorporación de nuevos factores de riesgo (véanse ecuaciones [27], [28] y [29]) empeora los resultados conjuntos para la agrupación sector y los mejora para la agrupación por tamaño. Para la agrupación sector, a nivel individual, la introducción de los factores tamaño-book-momento (el momento en su acepción factor de riesgo) contribuye a explicar el riesgo específico de las carteras financiero y nuevo mercado (para la segunda se hace no significativa al 5%) pero a cambio sobre-

corrige las restantes. Para la agrupación por tamaño la introducción de factores adicionales reduce el estadístico Ji-cuadrado conjunto y, en el modelo que incluye todos los factores y el momento en su acepción factor de riesgo, los riesgos sistemáticos de las carteras 2, 3 y 5 (que se vuelven no significativas al 5%). Resultados que confirman las observaciones del párrafo anterior y nos llevan a concluir además que: (iv) el ciclo de negocio es un factor relevante para explicar estos riesgos, y que (v) el factor momento contribuye por si mismo a explicar el riesgo específico de los activos pero su contribución es mayor cuando incorporamos también la variación del factor respecto a la variable ciclo de negocio.

Para finalizar, la incorporación de una variable ficticia señalando la tendencia al alza o a la baja del mercado junto con el factor mercado (véase ecuación [30]) aunque reduce el estadístico Ji-cuadrado del primer contraste éste sigue siendo significativo al 5% para las dos agrupaciones. Por otra parte, es interesante notar que la hipótesis nula conjunta de que los riesgos específicos son los mismos cuando la tendencia del mercado es al alza o a la baja se acepta al 5% para la agrupación sector pero se rechaza al 1% para la agrupación tamaño. De este último resultado extraemos una nueva observación: (vi) el riesgo específico varía con la tendencia del mercado en función del tamaño del activo.

3.2. RELACIÓN ENTRE LOS FACTORES DE RIESGO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO.

En un artículo reciente Liew y Vassalou (2000) aboga por una explicación racional de los efectos tamaño, book-to-market y momento a través de la relación entre estas magnitudes y el crecimiento económico. En concreto, Liew y Vassalou (2000) usando datos de 10 países observa que las variables SMB y HML contienen información predictiva significativa sobre el crecimiento del producto interior bruto, pero en cambio poca evidencia para soportar esa misma hipótesis para una variable que recoja el efecto momento a 1 año. En cambio, Chordia y Shivakumar (2002) consideran la relación contraria y justifican que los efectos momento están relacionados con el ciclo económico y proponen la hipótesis de que son el resultado de predicciones sobre rendimientos futuros realizadas en base a la información macroeconómica disponible.

Nuestros resultados no soportan la hipótesis de Chordia y Shivakumar (2002) pero sí la de Liew y Vassalou (2000). Para estudiar la primera hipótesis completamos el estudio de la variable instrumental que realizábamos en el apartado 2.2 obteniendo las correlaciones de esta variable (predictiva del ciclo económico) y una selección de retardos con las variables exceso de rendimientos del mercado sobre la renta fija y factor tamaño, book-to-market y momento a 1, 3 y 6 meses. Los resultados, recogidos en el panel a del Cuadro 3 confirman la capacidad de la variable instrumental para predecir el crecimiento del mercado al observarse una relación significativa al 1% entre la serie de excesos de mercado y la variable instrumental y sus retardos hasta 1 mes. Esta relación contemporáneamente positiva y negativa en los retardos junto con las relaciones establecidas entre la variable instrumental y sus retardos y las cuatro variables macro confirma las evidencias presentadas en el mercado americano sobre una variación contra ciclo entre los excesos de rendimientos y el ciclo económico (véase Fama y French (1988, 89) y Ferson y Harvey (1991))²⁵. Avalada por estos resultados la capacidad de nuestra variable instrumental para predecir el ciclo económico, si el efecto momento fuera explicado por el crecimiento la serie de momentos a 1, 3 y 6 meses debería estar correlacionada significativamente con la variable instrumental y sus retardos. Los resultados muestran, en cambio, correlaciones con las series MOM1, MOM3 y MOM6 muy bajas (y por supuesto no significativas). También, son

²⁵ Las correlaciones contemporáneas de la serie de excesos de mercado y las variables macroeconómicas consideradas reconvertidas a frecuencia diaria confirman esta variación contra-ciclo con: correlaciones negativas con las cuatro variables que son significativas al 1% para la variable Renta y al 5% para Salario.

igualmente bajas y no significativas las correlaciones de las series SMB y HML con la variable instrumental.

Para analizar la hipótesis de Liew y Vassalou (2000) hemos estudiado calculando las correlaciones cruzadas y estimando una batería de regresiones²⁶ la capacidad individual y colectiva de las variables instrumental, excesos de mercado respecto a la renta fija, y series SMB, HML, MOM1, MOM3 y MOM6 para predecir el crecimiento económico medido a través del crecimiento (logarítmico) del mercado (EXM), del PIB (Δ PIB), de la Renta (Δ Renta), de los Salarios (Δ Salarios) y de las Ventas (Δ Ventas). Estos resultados se obtuvieron transformando las series candidatas (acumulando rendimientos diarios) a predecir el cambio económico a la frecuencia de las series EXM (diaria), Δ PIB (trimestral), Δ Renta (trimestral), Δ Salarios (trimestral) e Δ Ventas (mensual). Los resultados obtenidos se resumen en el panel b del Cuadro 3 en el que se muestran los estadísticos de contraste de los coeficientes de las 5 regresiones conjuntas estimadas y el coeficiente de determinación R^2 ajustado.

A nivel individual, el factor tamaño y sus retardos a 5 días están significativamente y negativamente correlados (al 1% y 5% respectivamente) con el exceso de mercado, y con un retardo de 1 año (al 1%) con el crecimiento de ventas. Las demás correlaciones calculadas no son significativas al 5%. El ajuste con regresión destaca la capacidad del primer retardo (a tres meses) significativo al 5% para explicar la serie de crecimiento del PIB ($R^2=8.66\%$). Al incluir en la regresión más de un retardo se vuelve significativos al 1% el primer retardo (a tres meses) para explicar el crecimiento de la renta ($R^2=14.47\%$), y el tercer retardo (a 6 meses) para explicar el crecimiento de ventas ($R^2=2.32\%$).

Por lo que respecta al factor book-to-market, la serie y sus retardos a 5 días, 6 meses, 1 y 3 años están significativamente y negativamente correlados al 5% con el exceso de mercado. La relación es contemporáneamente negativa, positivas para retardos inferiores al mes y se vuelve negativa y decreciente hasta el año. Las demás correlaciones no son significativas. El ajuste con regresión destaca la capacidad del primer retardo (a tres meses) significativo al 5% para explicar el crecimiento del Salario ($R^2=7.41\%$). Al incluir en la regresión más de un retardo se vuelven significativos al 5% el cuarto retardo (a 4 meses) para explicar el crecimiento de ventas ($R^2=6.79\%$), y el cuarto retardo (a 1 año) para explicar el crecimiento de la renta ($R^2=8.34\%$).

Respecto a los factores momento. El factor momento a 1 mes y sus retardos están significativamente correlados con las variables macro. Concretamente, la relación contemporánea con el crecimiento del PIB y del Salario es significativa al 5% y positiva; el retardo a 3 meses está significativa al 5% y negativamente correlado con el crecimiento del PIB; a 6 meses y positivamente con el crecimiento de las rentas; a 1 año con el crecimiento del PIB y Salario; y a 2 años con el crecimiento del PIB. La relación del factor momento a 1 mes con el crecimiento del PIB es contemporáneamente positiva, negativa hasta el primer trimestre y a partir de ahí positiva y creciente. El ajuste con regresión destaca la capacidad del primer retardo (a tres meses) significativo al 1% para explicar individualmente el crecimiento del PIB ($R^2=28.00\%$); y al incluir en la regresión más de un retardo son significativos al 5% los retardos del 1 al 4 de la regresión y el R^2 aumenta hasta el 67.74%. Incluyendo más de un retardo también se vuelven significativos al 5% el tercer retardo (a 1 mes) para

²⁶ Para estimar la capacidad predictiva individual de cada serie se estimaron un total de 10 regresiones: 5 de ellas considerando conjuntamente 5, 6 y 4 retardos (para datos de las variables que indican el crecimiento con frecuencia diaria, mensual y trimestral respectivamente) y 5 más en las que se consideró un único retardo. Junto con 5 regresiones adicionales (una para cada variable indicadora del crecimiento) para estimar la capacidad predictiva conjunta de todas las series considerando un único retardo.

explicar el crecimiento de ventas ($R^2=4.09\%$) y el segundo y tercero (a 6 y 9 meses) para explicar el crecimiento de la renta ($R^2=45.23\%$). Para el factor momento a 3 meses, son significativas al 5% las correlaciones del factor momento a 3 meses con el exceso de mercado y positiva; del retardo a 3 meses positiva con el crecimiento de las Ventas, y de los retardos a 6 meses también positivas con el exceso de mercado y el crecimiento del Salario. En el ajuste con regresión destaca la capacidad del primer retardo (a tres meses) significativo al 5%) para explicar individualmente el crecimiento de la Renta ($R^2=6.89\%$); y al incluir en la regresión más retardo, (aunque ninguno de los restantes coeficientes es significativo al 5%) el R^2 aumenta hasta el 9.35%. Incluyendo más de un retardo también se vuelven significativos al 5% el segundo retardo (a 2 meses) para explicar el crecimiento de Ventas ($R^2=6.85\%$). Y por último, para el factor momento a 6 meses, son significativas al 5% las correlaciones contemporáneas con el exceso de mercado (positiva), con el crecimiento del PIB (negativa) y del Salario (negativa); del retardo a 1 mes con el exceso de mercado (negativa), a tres meses con el crecimiento del PIB y del Salario (positiva); y a 6 meses con el crecimiento de las Ventas, Renta y del PIB (negativo). Respecto a los ajustes con regresión incluyendo más de un retardo se hace significativo al 5% el cuarto retardo (a 4 meses) para explicar el crecimiento de ventas ($R^2=5.75\%$).

Resumiendo, aunque a nivel individual la capacidad predictiva de los factores no es muy grande, la incorporación de un mayor número de retardos y/o la consideración conjunta de todas las series de efectos mejora considerablemente los resultados y da un considerable apoyo a la hipótesis de Liew y Vassalou (2000) para los efectos tamaño, book-to-market y también efecto momento²⁷. En concreto, los resultados de los ajustes con regresiones múltiples de todos los factores con un retardo: (i) explican el crecimiento del PIB con un $R^2=64.44\%$ siendo significativas al 1% la serie exceso de mercado, tamaño y book-to-market, y al 5% la instrumental y el efecto momento a 1 mes; (ii) el crecimiento de la Renta con un $R^2=17.79\%$ siendo significativas al 1%: la variable instrumental, la serie exceso de mercado, y los factores tamaño y book-to-market; (iii) el crecimiento de los Salarios con un $R^2=11.41\%$ siendo significativo al 5% el efecto momento a 1 mes; y (iv) el crecimiento del mercado con un $R^2=1.40\%$ siendo significativa al 1% el exceso de mercado retardado.

3.3. LOS FACTORES EXPLICAN RIESGOS ASOCIADOS A LAS ESTRATEGIAS DE INVERSIÓN A NIVEL EMPRESA O INDUSTRIA

Los resultados obtenidos en el apartado 3.1 apuntan a explicaciones de los efectos tamaño, book-to-market y momento basadas en el ciclo económico (véase apartado 3.2) pero también sobre la capacidad de explicar riesgos relativos a la estrategia de inversión a nivel empresa o industria. La interpretación de los resultados obtenidos en la estimación y justificación del modelo de tres factores en Fama y French (1993, 95, 96) apuntan en esta dirección al interpretar el promedio de los rendimientos de la serie HML como una prima a un riesgo relativo a las expectativas de pérdida de las firmas. Hipótesis que estaría soportada por los resultados obtenidos que indican que: (i) los cocientes book-to-market bajos son “típicos” de firmas que tienen fuertes y persistentes ganancias, mientras que los altos están asociados con persistentes bajas ganancias, y que (ii) la variación en el tiempo de estas primas refleja el ciclo económico de modo que las empresas tienen premios positivos en períodos de crisis y negativos en períodos de crecimiento²⁸. Berk, Green y Naik (1999) proporcionan un modelo

²⁷ Liew y Vassalou (2000) encuentra pocas evidencias para soportar su hipótesis para el efecto momento, pero en este trabajo tiene un papel significativo conjuntamente con los efectos tamaño y book-to-market en la predicción del PIB, y fundamental (única variable significativa) en la predicción del aumento de la variable Salario.

²⁸ Daniel y Titman (1997) presenta objeciones a esta hipótesis sugiriendo que un cociente book-to-market bajo para un activo implica unos rendimientos bajos de este activo y al revés de forma independiente al riesgo. Davis,

teórico que justifica esta hipótesis y clarifica el papel del tamaño y book-to-market como factores de riesgo. Efectivamente, en su modelo las empresas eficientes son aquellas que descubren oportunidades de inversión valiosas. Cuando estas empresas al explotan estas oportunidades su riesgo cambia, de modo que las buenas noticias se asocian con riesgos más bajos y las malas con riesgos más altos. En este modelo, el cociente book-to-market de la firma mide el riesgo relativo a las inversiones que se están explotando, y el tamaño de la firma mide la importancia relativa de los activos en explotación y las oportunidades de inversión futuras.

Pero el modelo de Berk, Green y Naik (1999) “fracasa” en la explicación de los efectos momento al reproducir para éste (en función de la vida de los proyectos de inversión) efectos contrarios para períodos de 1 a 6 meses y efectos momento para períodos de 1 a 5 años, cuando las evidencias empíricas²⁹ muestran efectos momentos persistentes para períodos de inversión intermedios e inferiores al año que tienden a disiparse a partir de entonces y a transformarse en el largo plazo en un efecto contrario con un componente a nivel industria. El modelo teórico de Johnson (2002) permite explicar desde una perspectiva racional estos resultados al justificar, ceteris paribus, que los rendimientos actuales de los activos están correlacionados con el nivel esperado de crecimiento y éste con el nivel de riesgo. Es más la persistencia en la tasas de crecimiento positivas relacionada con la innovación tecnológica podría explicar la mayor rentabilidad de las estrategias momento por industria.

El objetivo de este apartado no es desarrollar un modelo teórico y contrastar la validez de estas explicaciones económicas de los factores está vinculada a la estimación, contrastación y análisis comparativo de modelos de valoración que consideren estos factores en sus distintas facetas (véase apartado 4). En este apartado lo que queremos averiguar es hasta qué punto los efectos tamaño, book-to-market y momento están relacionados con características de las empresas o industria en la que desarrollan su actividad y por extensión a estrategias específicas de inversión. El análisis que proponemos es muy simple y consiste en estimar la probabilidad de formar parte de una de las subcarteras que obtenemos para medir los efectos tamaño, book-to-market y momento a 1, 3 y 6 meses en función de la pertenencia de una empresa a un sector, a un rango de tamaño (grande (B) o pequeña (S)) y a un rango de cociente book-to-market (alto (H), medio (M) y bajo (L)) y contrastar mediante un estadístico Ji-cuadrado si las probabilidades son iguales. El cuadro 4 en los paneles a, b y c recoge el valor y significatividad de los contrastes y, cuando se rechaza el contraste al 5%, la asignación más probable para los factores tamaño, book-to-market y momento respectivamente.

Los resultados, a nivel general, muestran que podemos asociar a una empresa/industria a la categoría de las empresas ganadoras, neutras o perdedoras a través de una mezcla de características que incluye características específicas no recogidas en su información de tamaño y ratio book-to-market. (véase el Gráfico 2) y que los efectos están muy relacionados entre sí³⁰. Para el efecto tamaño son significativos al 5% todos los contrastes exceptuando el correspondiente al grupo de los activos de ratio book-to-market intermedio, para estos grupos y considerando la asignación más probable asociaríamos: (i) los activos de los sectores Financiero (75.46%) y Utilidades (77.70%) con la subcartera de los grandes y los de los sectores Industria y Nuevo Mercado con la de los pequeños; (ii) los activos con mayor ratio book-to-market con la categoría de los pequeños (72.62%) y los de menor ratio book-to-market con la de los grandes (70.62%); y (iii) independientemente del ratio asociaríamos

Fama y French (2000) responden a esta crítica ampliando el período de observación y demostrando que el modelo de tres factores de Fama y French (1993) explica mejor los resultados que el modelo basado en características de Daniel y Titman (1997).

²⁹ Véase, por ejemplo, Moskowitz y Grinblatt (1999).

³⁰ Véanse las correlaciones entre los factores en el Cuadro 1 panel c.

un activo del sector Financiero o Utilidades con la subcartera de tamaño grande, y a un activo del sector Nuevo mercado con la subcartera pequeña.

Cuando analizamos el efecto book-to-market observamos que son significativos al 1% todos los contrastes exceptuando el correspondiente a la combinación activos pequeños del sector Nuevo mercado. En estos casos las asignaciones más probables serían: (iv) los activos del sector Utilidades (44.24%) a la categoría de mayor ratio book-to-market, los del sector Financiero (45.69%) y Nuevo mercado (44.14%) a la de menor ratio book-to-market y los del sector Industria (39.04%) a la de ratio book-to-market intermedio; (v) los activos pequeños con la categoría de los de mayor ratio book-to-market (47.25%) y los grandes con la de menor ratio book-to-market (47.45%); y (vi) independientemente del tamaño los de los sectores Financiero y Nuevo mercado con la subcartera de menor ratio book-to-market.

Los resultados para los efectos momento a 1, 3 y 6 meses muy similares entre sí: son significativos al 1% los contrastes de igualdad de probabilidades por sector para todos los sectores, tamaño para los dos tamaños, y para el grupo de activos de ratio intermedio book-to-market, y en estos casos las asignaciones más probables son: (vii) los activos de los sectores Financieros, Nuevo mercado y Utilidades a la categoría de ganadores con probabilidad 43.06%, 48.95-49.55% y 39.93-40.47% respectivamente y los de Industria a la categoría de perdedores con probabilidad 36.72-36.97%; (viii) los activos de mayor tamaño a la categoría de ganadores con probabilidad del 39.87-40.09%, y los de tamaño pequeño a la de perdedores con probabilidad 37.32-37.46%; y (ix) los activos de mayor ratio book-to-market se clasifican en la subcartera ganadores con probabilidad 39.96-40.39%.

4. MODELOS DE VALORACIÓN CON MÚLTIPLES BETAS: ANÁLISIS COMPARATIVO

Dedicaremos este apartado a la exposición, análisis y discusión de los resultados obtenidos para todos los modelos propuestos en el apartado 2.3., y a través de ésta a la evaluación de las explicaciones racionales de los efectos referidos a tamaño, book-to-market y momento.

4.1. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS

La primera fase del proceso de estimación nos proporciona las series condicionales de riesgos beta de mercado y los restantes factores de riesgo, cruzados (efecto conjunto de todos los factores de riesgo y la variable instrumental) y debidos a la variable instrumental que nos permiten estimar el riesgo beta asociado a cada combinación factor-cartera, y contrastar su significatividad. Los principales resultados se recogen en los Cuadros 5.A y 5.B para las agrupaciones por sector y tamaño respectivamente. En relación a los riesgos de mercado observamos que: (i) los riesgos beta de mercado son significativos al 1% y positivos (tal y como establece la teoría de valoración) para todas las carteras³¹; y que (ii) los riesgos beta de mercado son significativamente ofensivos ($\beta > 1$) para la cartera del sector Utilidades y las carteras por tamaño 2, 4 y 5; significativamente defensivos ($\beta < 1$) los de las carteras Industria, Nuevo mercado, y las carteras por tamaño 1 y 3; y neutrales ($\beta = 1$) para el sector Financiero. Respecto a los riesgos beta asociados a los restantes factores: (iii): todos los riesgos beta asociados a tamaño, book-to-market y los tres momentos son significativamente no nulos al 5% para todas las

³¹ Al realizar esta afirmación aplicamos un estadístico de contraste T y asumimos independencia, homocedasticidad y normalidad. En el apartado 4.3 hemos repetido el estudio modelizando las estructuras dinámicas en medias y varianza (AR(5)+GARCH(1,1)), y los resultados son más desfavorables a la teoría general: la beta del sector Nuevo mercado se hace negativa aunque no es significativa, y siguen siendo significativos y positivos los riesgos beta del sector Utilidades (al 1%), y de las carteras por tamaño 1, 2 (ambas al 5%) y 4 (al 1%).

combinaciones factor-cartera salvo el riesgo asociado al efecto momento a 3 meses para la cartera de tamaño 4; pero (iv) el signo de la relación entre rendimientos y factor, exceptuando la relación positiva con el efecto momento a 6 meses de las carteras agrupadas por sector, no se puede establecer de forma común ni para sectores ni para tamaños. Además observamos que: (v) los riesgos beta asociados a la variable instrumental son significativos al 1% y positivos para todas las carteras de las dos agrupaciones; (vi) los riesgos beta cruzados son significativos no nulos al 5% para todas las parejas y carteras si exceptuamos: el cruzado con el momento a 6 meses que es no significativo para Industria y Utilidades y para las carteras por tamaño; el cruzado con el momento a 1 mes que es no significativo para las carteras por tamaño 1 y 2; y el cruzado con tamaño que es no significativo para la cartera más pequeña; y que (vii) el signo de los riesgos betas cruzados es más estable que el caso de los factores: negativo respecto al mercado (corrección), positiva respecto al factor tamaño y book-to-market (exceptuando cartera más pequeña), y negativa respecto al factor momento a 1 y 3 meses.

En la segunda fase para calcular las series de prima al riesgo condicionales asociadas a cada factor y los estimadores de las prima al riesgo asociados para cada modelo se estimaron un total de 22 grupos de regresiones solapadas (11 modelos \times 2 categorías de activos). Los Cuadros 6.A y 6.B paneles a, b y c resumen, para las agrupaciones por sector y tamaño respectivamente, los principales resultados: coeficiente de la prima al riesgo, error estándar, contraste T y significatividad del contraste y contraste T corregido por errores de medida y significatividad del contraste T corregido para los modelos básicos de cada categoría. Adicionalmente, presentan los resultados de los contrastes sin y con corrección de errores efectuados en el modelo de prima variable básico para estudiar si la prima asociada a cada factor es constante o nula³². Veamos los resultados de la estimación de las primas de riesgo por tipo de modelo.

Modelos CAPM Tradicionales

Para el modelo CAPM tradicional básico (véase ecuación [1] y Cuadros 6.A y 6.B, panel a) las primas al riesgo asociadas a la renta fija y al mercado son significativos al 1% sin/con corrección de errores para las dos agrupaciones, pero (al revés de lo que establece la teoría) el signo de la prima de mercado es negativo³³. Además, al estimar nuevamente el modelo añadiendo variables ficticias para los 5 días de la semana y contrastando la presencia de efectos estacionales se detecta un efecto enero significativo al 1% sin/con corrección de errores para la agrupación tamaño.

La introducción de los factores de riesgo tamaño y book-to-market en el modelo CAPM tradicional de tres factores (versión de sección cruzada del modelo de Fama y French (1993)) corrige el signo negativo de la prima al riesgo de mercado para la agrupación por sectores pero no para la agrupación por tamaños. En el caso de la agrupación por sector la corrección viene acompañada por la pérdida de significatividad de la prima asociada a la renta fija haciéndonos sospechar sobre una sobre-corrección de los riesgos que ya detectábamos en el apartado 3.1., al realizar el estudio sobre la significatividad de las alphas de Jensen. Las restantes primas al riesgo son significativas al 1% sin/con corrección de errores. La incorporación de los factores momentos en su acepción de negociación en el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento mejora ligeramente los resultados: se recupera la significatividad de la prima para el activo de renta fija para la agrupación sector, las primas asociadas

³² La información equivalente sobre la estimación de los restantes se puede solicitar vía e-mail a los autores: maria.b.font@uv.es

³³ Nuevamente, para hacer estas afirmaciones aplicamos un estadístico de contraste T y asumimos independencia, homocedasticidad y normalidad. En el apartado 4.3 hemos repetido el estudio para las primas de mercado modelizando las estructuras dinámicas en medias y varianza (AR(5)+GARCH(1,1)), y los resultados mantienen que estas primas son negativas aunque en este caso no significativas al 5%.

a todos los factores son significativas al 5% (hay una ligera pérdida de significatividad para los riesgos asociados al mercado) y se confirma el signo positivo de la prima al riesgo de mercado para la agrupación por sector.

El modelo CAPM tradicional de cuatro factores al incorporar los efectos momento como factores de riesgo supone un empeoramiento de los resultados respecto a los otros dos modelos de múltiples betas ya que: se acentúa la pérdida de significatividad de las primas y las divergencias en signo entre las primas estimadas para un mismo factor en las dos agrupaciones. En concreto: con corrección de errores las primas asociadas al activo de renta fija son no significativas al 5%; la prima de mercado para sectores sin corrección de errores es no significativa al 5%, y para tamaños aunque es significativa con corrección al 5% tiene signo negativo; y son también no significativos sin corrección de errores la prima asociada al efecto tamaño y momento a 3 y 6 meses.

Modelos CAPM Condicionales

Al comparar los resultados de la estimación por regresión cruzada del modelo CAPM condicional básico (véanse ecuación [5] y Cuadros 6.A y 6.B panel b) y del modelo CAPM tradicional básico observamos que se produce una ligera corrección en los signos de las primas al riesgo de mercado acompañada de una pérdida de significatividad del parámetro a favor de una prima al riesgo asociada a la variable instrumental y al efecto cruzado de la variable instrumental y mercado. Notemos que: las primas de mercado son significativas al 5% sin corrección de errores para la agrupación sector, y al 1% con corrección para la agrupación tamaño, y mayores (aunque todavía negativa en la agrupación por tamaño) que en el modelo tradicional³⁴; y que las primas al riesgo cruzado y de la variable instrumental son negativa y positiva respectivamente para las dos agrupaciones y significativas con corrección de errores al 1%. Además, al estimar nuevamente el modelo añadiendo variables ficticias para los 5 días de la semana se confirma esta observación con una acentuación en la pérdida de significatividad. Al contrastar la presencia de efectos estacionales se vuelve a detectar un efecto enero significativo al 5% con corrección de errores.

La incorporación de factores de riesgo o negociación adicionales (en los modelos condicionales de tres factores, tres factores más momento y cuatro) no corrige el signo de la prima al riesgo de mercado de la agrupación tamaño y acentúa la pérdida de significatividad de las primas a riesgo de mercado y asociadas a otros factores. El resultado era predecible porque como ya comprobamos en el apartado 3.1., el contraste de alphas de Jensen para la agrupación tamaños ya es no significativo para el modelo condicional básico. En concreto, para el modelo condicional de tres factores la prima de riesgo de mercado sigue siendo negativa para la agrupación tamaño, 8 primas no son significativas al 5% con corrección de errores y la prima asociada a la variable instrumental es muy significativa (al 1%) y positiva para las dos agrupaciones. En el modelo condicional de tres factores más momento al introducir el factor de corrección todas las primas al riesgo exceptuando la de la variable instrumental dejan de ser significativas al 5% para las dos agrupaciones. Y para el modelo condicional de cuatro factores ninguna prima de riesgo para ninguna de las dos agrupaciones es significativamente distinta de cero después de considerar los errores de medida.

Modelos CAPM con Prima de Riesgo Variable

³⁴ En el apartado 4.3 hemos repetido el estudio para las primas de mercado modelizando las estructuras dinámicas en medias y varianza (AR(5)+GARCH(1,1)), y los resultados indican que estas primas son negativas y no significativas al 5%.

El modelo CAPM con prima de riesgo variable básico (véase ecuación [9]) proporciona un cambio de enfoque que permite contrastar la hipótesis de una prima al riesgo variable durante el período en estudio. Una hipótesis que además de otorgar más flexibilidad al modelo y ser compatible con los modelos teóricos de Berk, Green y Naik (1999) y Johnson (2002), podría mejorar los resultados de estimación para la agrupación tamaño ya que para esta agrupación se rechaza la hipótesis conjunta de igualdad de riesgos específicos para períodos alcistas y bajistas. Los resultados de la estimación y los contrastes más importantes se presentan en el panel c de los Cuadros 6.A y 6.B. Notemos que: para las dos agrupaciones se acepta la hipótesis de una prima al riesgo asociada a la renta fija constante y nula, y se rechaza al 1% la hipótesis de una prima al riesgo de mercado constante. Además, dicha prima de mercado variable (véase apartado 4.3) es una vez corregidas estructuras dinámicas, no significativa al 5% pero de signo positiva para la agrupación sector aunque negativa para la agrupación tamaño (el promedio negativo más grande de todos los modelos básicos). En ambas agrupaciones el factor que produce significativamente (al 1%) la variabilidad en las primas de mercado es la variable instrumental.

El modelo CAPM con enfoque en el crecimiento (véase ecuación [10]) que trata a los factores como predictores del ciclo económico a nivel de estimación no parece ofrecer mejores resultados (para sectores colapsan una vez realizados los contrastes oportunos ambos modelos) que los obtenidos en el modelo básico. Para este modelo se acepta la hipótesis de una prima al riesgo asociada a la renta fija constante y nula para los dos modelos; se rechaza la hipótesis de una prima al riesgo de mercado constante para la agrupación sector; y se acepta la hipótesis de una prima al riesgo de mercado constante y nula para la agrupación tamaño. El parámetro significativo al 1% (después de corrección) responsable de hacer variar la prima de mercado en la agrupación sector es de nuevo la variable instrumental ya que el factor tamaño deja de ser significativo al 5% al introducir la corrección.

Para finalizar, el modelo CAPM con enfoque de inversión (véase ecuación [11]) es el que a este nivel ofrece peores resultados ya que sólo es significativa al 5% y sin corrección de errores la hipótesis de una prima al riesgo variable asociada al riesgo momento para 6 meses para la agrupación por sectores. Además, al añadir la corrección de errores de medida todos los contrastes se hacen no significativos al 5%.

4.2. DIAGNOSIS DE LOS MODELOS

Comparemos los modelos estimados en relación a su capacidad para explicar la evolución de los rendimientos de los activos en el mercado de capitales español a partir de los estadísticos de diagnosis condicionales y marginales resumidos en los Cuadros 7.A y 7.B respectivamente. Desde un punto de vista condicional, analizando la capacidad explicativa de los modelos estimados por submuestra, el estadístico R^2 ajustado promedio (véase Cuadro 7.A) indica que la introducción de los factores de riesgo asociados a tamaño, book-to-market y los efectos momento en los modelos tradicionales y condicionales, y de los efectos tamaño, book-to-market y momento en la dinámica condicional de las primas al riesgo en los modelos con prima de riesgo variable mejora en media los resultados condicionales de las estimaciones. Además, aunque estas mejoras vienen acompañadas de un aumento de la variabilidad en los resultados entre períodos, el intervalo de confianza al 95% se desplaza considerablemente a la derecha hacia los valores de coeficientes de determinación más altos. Es interesante notar que, desde esta perspectiva, y para ambas agrupaciones de activos destaca entre los modelos tradicionales el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento; entre los modelos condicionales el modelo CAPM condicional de tres factores más momento; y entre los modelos con prima de riesgo variable el modelo CAPM con prima variable con enfoque en el crecimiento

económico. Y entre éstos, y con un nivel de “performance” condicional muy similar, el modelo condicional y de prima variable.

Desde un punto de vista marginal, cuando valoramos el ajuste de los modelos estimados para el período completo los resultados (véase Cuadro 7.B) son bastante distintos. De forma general señalemos que la calidad marginal de los ajustes es muy baja (el estadístico D más alto es del 1.98% y corresponde al ajuste del modelo tradicional tres factores más momento de la agrupación sectores). Y además, se detectan cambios estructurales significativos (al 1%) en las varianzas de los residuos marginales para todos los modelos y en las medias (al 5%) para todos los modelos exceptuando el modelo tradicional básico para las dos agrupaciones de activos.

Los valores observados para el estadístico D y los resultados de los contrastes de ratio de verosimilitud indican que: (i) entre los modelos tradicionales, el estadístico D y los contrastes de ratio de verosimilitud destacan claramente como mejor modelo el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento, aunque se rechaza el contraste de media igual a cero al 1% para la agrupación por sectores; (ii) desde la perspectiva marginal (y contrastando con los resultados condicionales) la “performance” de los modelos condicionales y de prima variable es mucho más pobre con estadísticos D y ratios de verosimilitud negativos, y medias de residuos significativamente distintas de cero al 5% con dos excepciones : el modelo CAPM condicional básico y el modelo CAPM de prima variable básico para la agrupación de activos por tamaño, y que (iii) el “mejor” entre los modelos condicionales es el modelo CAPM condicional de tres factores, y entre los modelos con prima variable el modelo CAPM de prima variable básico.

Los resultados del ajuste medido a través de los residuos marginales, que representamos en la Gráficos 3.A y 3.B para los modelos³⁵ CAPM tradicional básico (E_T), CAPM condicional básico (E_C), CAPM con prima de riesgo variable básico (E_7) y el modelo CAPM con prima de riesgo variable con enfoque en la inversión (E_9) junto con la variable instrumental retardada (BM_R) para las 4 y 5 carteras de las agrupaciones de activos por sector y tamaño respectivamente, confirman la performance marginal superior del modelo tradicional básico. Además, de la exploración visual de las gráficas para las dos agrupaciones se desprende que el cambio de signo de la variable instrumental, que se produce aproximadamente en la mitad del período de análisis considerado (30/9/97 a 14/11/97), marca un cambio en el signo del error marginal cometido (recordemos que asumimos una prima al riesgo constante que estimamos a partir del promedio de las primas condicionales calculadas). De modo que el modelo CAPM condicional básico tiende a infra-estimar los rendimientos reales en el período alcista, y a sobre-estimarlos en el bajista; mientras que los modelos de prima variable tienden a sobre-estimar los rendimientos en el período alcista y a infra-estimarlos en el bajista.

En resumen, la hipótesis de asumir un enfoque marginal (primas de riesgo/coeficientes del modelo constantes en todo el período) en la estimación de los modelos condicionales y de prima variable nos lleva a la conclusión de que los modelos CAPM condicionales y de prima variable son peores que los modelos tradicionales, cuando desde una perspectiva condicional parecen ser los mejores. No podemos achacar al procedimiento de estimación el resultado, y en nuestra opinión el método generalizado de momentos no contribuiría, al enmascarar totalmente los cambios en los riesgos y primas, a resolver este puzzle. Esta conclusión, aparte de marcar la necesidad de profundizar en la estimación y diagnosis de los modelos desde un punto de vista condicional, abre la necesidad de un debate sobre las implicaciones teóricas de asumir primas al riesgo no constantes.

³⁵ Las gráficas de los residuos de los ajustes para los restantes modelos de cada categoría no son indistinguibles de las del residuo del correspondiente modelo básico.

4.3. ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS RIESGOS Y PRIMAS DE MERCADO

El procedimiento de estimación que hemos aplicado permite obtener las series de riesgos beta y primas al riesgo asociadas condicionales; en este apartado a partir del estudio de las series de riesgos beta de mercado y primas al riesgo de mercado de nuestros tres modelos básicos (véanse ecuaciones [1], [5] y [9] respectivamente) intentamos analizar las implicaciones de la estructura dinámica de estas series en la adecuación de los modelos de valoración CAPM y en qué medida dicha variabilidad puede ser explicada por la capacidad predictiva del ciclo económico a través de la variable instrumental agregado logarítmico del ratio book-to-market, y los factores tamaño, book-to-market y momentum. Los resultados para los riesgos beta de mercado y sus primas al riesgo se resumen en los Cuadros 8.A y 8.B para las agrupaciones por sector y tamaño respectivamente.

Del análisis descriptivo preliminar de las series de riesgos y primas condicionales (Cuadros 8.A y 8.B paneles a y b) conviene señalar (i) el rechazo al 1% de la hipótesis de normalidad (los coeficientes de curtosis son bastante elevados en especial para las series de primas) para todas las series excepto los riesgos beta de industria y de la cartera de tamaño 4. En relación a las series de betas condicionales notemos: (ii) son muy persistentes y no podemos rechazar al 10% la hipótesis de existencia de raíz unitaria (estadístico de Dickey-Fuller y p-valores tabulados por MacKinnon) para los riesgos beta del sector Financiero, Industria, Nuevo mercado y las carteras según tamaño 2, 3 y 5, y que (iii) después de ajustar un AR(5) y GARCH(1,1) son significativamente no nulos al 1% los riesgos beta marginales (positivos) de utilidades y de la cartera de tamaño 4, y al 5% los riesgos (también positivos) de las carteras de tamaño 1 y 2. Esta mezcla de persistencia e indicios de raíz unitaria han sido observados previamente por Adrian y Franzoni (2002) y Ang y Chen (2002) que, además, apuntan las dificultades de diferenciación entre ambas hipótesis. En nuestro caso, la presencia de indicios de raíz unitaria no es generalizada, y gráficamente (véase Gráfico 4 paneles a y b), exceptuando el riesgo beta de nuevo mercado y de la cartera de mayor tamaño, los riesgos betas no presentan una gráfica “explosiva”. Respecto a las series de primas de riesgo de mercado (gammas) observamos: (iv) una menor persistencia y rechazamos al 1% la presencia de raíz unitaria en todos los casos, y que (v) después de ajustar un AR(5) y GARCH(1,1) concluimos que las primas de mercado marginales no son significativamente nulas para ninguno de los tres modelos.

Estas dinámicas en los riesgos de mercado y en las primas de mercado deben ser tenidas en cuenta en el proceso de valoración. El siguiente estudio intentará determinar en qué medida esta variabilidad en el tiempo puede ser explicable (tengamos en cuenta que las series de primas de mercado condicionales proceden de los modelos básicos) a través de la variable instrumental y los factores considerados. En primer lugar, estudiamos la influencia de estos factores en la dinámica de los riesgos beta de mercado estimando (con corrección de estructuras dinámicas y asumiendo normalidad la siguiente regresión) para todo activo o cartera j:

$$\hat{\beta}_{jt} = \beta + a_j^1 \overline{R_m - r_f}_{t-1} + a_j^2 \overline{bm}_{t-1} + a_j^3 \overline{SMB}_{t-1} + a_j^4 \overline{HML}_{t-1} + a_j^5 \overline{MOM1}_{t-1} + a_j^6 \overline{MOM3}_{t-1} + a_j^7 \overline{MOM6}_{t-1} + v_{jt}, \quad \forall t \quad [31]$$

donde $\overline{R_m - r_f}_{t-1}$, \overline{bm}_{t-1} , \overline{SMB}_{t-1} , \overline{HML}_{t-1} , \overline{MOMk}_{t-1} , $k=1, 3, 6$ son los promedios de las series retardadas a un día de excesos de rendimientos, agregado logarítmico del ratio book-to-market, y efecto tamaño, book-to-market y momento a 1, 3 y 6 meses de 74 fechas anteriores al instante t. Y la significatividad del contraste conjunto $a_j^1 = \dots = a_j^7 = 0$ nos medirá la capacidad que tienen estas

variables (predictoras del ciclo económico) para explicar las dinámicas del riesgo beta de la cartera j , $j=1,\dots,4(5)$.

Los resultados del contraste (véase Cuadros 8.A y 8.B panel a) indican que la capacidad de los factores retardados: excesos de mercado, instrumental, tamaño, book-to-market y momento para explicar, como indicadores/predictores del ciclo económico, la variabilidad de los riesgos beta de mercado es muy limitada. En concreto: (vi) se acepta la hipótesis nula al 5% para todas las series de riesgos beta con dos excepciones los riesgos beta de las carteras industria y utilidades; y (v) a nivel individual por efecto y cartera sólo son significativamente no nulos al 5% los coeficientes para el promedio del efecto momento a 1 mes para las carteras Industria, Utilidades y la cartera de tamaño 2, para el efecto tamaño en la cartera Utilidades y para el efecto debido al exceso de mercado en la cartera de tamaño 2.

Para proseguir nuestro estudio y analizar en qué medida podemos explicar la dinámica de las primas en base a la variación de los riesgos (en la parte no explicada por los factores) y los factores considerados, estimamos las siguientes regresiones sobre las series de prima de riesgo de mercado de los modelos CAPM básicos tradicional, condicional y de prima variable:

- Para estudiar si “las dinámicas de las primas no son explicadas por los factores retardados ($c_1 = \dots = c_7 = 0$), ni por las dinámicas de los riesgos de mercado ($d_1 = \dots = d_4 (= d_5) = 0$)”

$$\hat{\gamma}_t = \gamma + c_1 \overline{R_m - r_{f,t-1}} + c_2 \overline{bm}_{t-1} + c_3 \overline{SMB}_{t-1} + c_4 \overline{HML}_{t-1} + c_5 \overline{MOM1}_{t-1} + c_6 \overline{MOM3}_{t-1} + c_7 \overline{MOM6}_{t-1} + \sum_i d_i \bar{e}_{it} + v_t, \quad \forall t \quad [32]$$

donde los promedios se calculan para las observaciones de 18 fechas anteriores a t de las correspondientes series retardadas a 1 día y \bar{v}_{jt} es el promedio de los errores estimados de la regresión [31] para el activo o cartera j de 18 fechas anteriores a t

- Para estudiar si “las dinámicas de las primas no son explicadas por los factores retardados ($c_1 = \dots = c_7 = 0$), ni por las dinámicas de los riesgos de mercado ($d_1 = \dots = d_4 (= d_5) = 0$), ni por los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market ($f_1^F = \dots = f_4^F (= f_5^F) = 0$, $F = SMB, HML$)”

$$\hat{\gamma}_t = \gamma + c_1 \overline{R_m - r_{f,t-1}} + c_2 \overline{bm}_{t-1} + c_3 \overline{SMB}_{t-1} + c_4 \overline{HML}_{t-1} + c_5 \overline{MOM1}_{t-1} + c_6 \overline{MOM3}_{t-1} + c_7 \overline{MOM6}_{t-1} + \sum_i d_i \bar{e}_{it} + \sum_i f_i^{SMB} \bar{\beta}_{it}^{SMB} + \sum_i f_i^{HML} \bar{\beta}_{it}^{HML} + v_t, \quad \forall t \quad [33]$$

donde los promedios de los riesgos beta de los factores se calculan para las observaciones de 18 fechas anteriores a t .

- Para estudiar si “las dinámicas de las primas no son explicadas por los factores retardados ($c_1 = \dots = c_7 = 0$), ni por las dinámicas de los riesgos de mercado ($d_1 = \dots = d_4 (= d_5) = 0$), ni por los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market y el efecto momento (acepción negociación) a 1, 3 y 6 meses ($f_1^F = \dots = f_4^F (= f_5^F) = f_1^{MOM} = f_2^{MOM} = f_3^{MOM} = 0$, $F = \text{SMB, HML, })$ ”

$$\hat{\gamma}_t = \gamma + c^1 \overline{R_m - r_{t-1}} + c^2 \overline{bm}_{t-1} + c^3 \overline{SMB}_{t-1} + c^4 \overline{HML}_{t-1} + c^5 \overline{MOM1}_{t-1} + c^6 \overline{MOM3}_{t-1}, \quad \forall t \quad [34]$$

$$+ c^7 \overline{MOM6}_{t-1} + \sum_i d_i \bar{e}_{it} + \sum_i f_i^{\text{SMB}} \bar{\beta}_{it}^{\text{SMB}} + \sum_i f_i^{\text{HML}} \bar{\beta}_{it}^{\text{HML}} + \sum_k f_k^{\text{MOM}} \overline{MOMk}_t + v_t$$

- Para estudiar si “las dinámicas de las primas no son explicadas por los factores retardados ($c_1 = \dots = c_7 = 0$), ni por las dinámicas de los riesgos de mercado ($d_1 = \dots = d_4 (= d_5) = 0$), ni por los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market y al efecto momento (acepción riesgo) a 1, 3 y 6 meses ($f_1^F = \dots = f_4^F (= f_5^F) = 0$, $F = \text{SMB, HML, MOM1, MOM3, MOM6}$)”

$$\hat{\gamma}_t = \gamma + c^1 \overline{R_m - r_{t-1}} + c^2 \overline{bm}_{t-1} + c^3 \overline{SMB}_{t-1} + c^4 \overline{HML}_{t-1} + c^5 \overline{MOM1}_{t-1} + c^6 \overline{MOM3}_{t-1}, \quad \forall t \quad [35]$$

$$+ c^7 \overline{MOM6}_{t-1} + \sum_i d_i \bar{e}_{it} + \sum_i f_i^{\text{SMB}} \bar{\beta}_{it}^{\text{SMB}} + \sum_i f_i^{\text{HML}} \bar{\beta}_{it}^{\text{HML}} + \sum_i \sum_k f_i^{\text{MOMk}} \bar{\beta}_{it}^{\text{MOMk}} + v_t$$

- Para estudiar si “las primas son iguales ($\gamma_a = \gamma_b$) en subperíodos del mercado alcistas y bajistas determinados a través de la variable instrumental”:

$$\gamma_t = \gamma_a \bar{D}_t^a + \gamma_b (1 - \bar{D}_t^a) + v_t, \quad \forall t, \quad \forall t \quad [36]$$

donde \bar{D}_t^a es una variable ficticia que toma el valor 1 cuando la variable instrumental retardada es positiva o cero en al menos un 50% de las 18 fechas anteriores al instante t.

Los resultados de estos contrastes (véanse Cuadros 8.A y 8.B panel c) nos permiten extraer las siguientes conclusiones:

- (vi) Las dinámicas de la prima al riesgo beta de mercado del modelo tradicional básico tomando como referencia la regresión [34] (la que proporciona un R^2 ajustado mayor $R^2=92.58\%$, y 87.18% para sector y tamaño respectivamente) es explicada (contrastos significativo al 1%) por las variables retardadas: excesos de mercado, instrumental, tamaño, book-to-market y momento, y en la agrupación sector, por los factores de riesgo asociados a tamaño y book-to-market más efectos momento³⁶. Las primas al riesgo beta de mercado de este modelo son iguales (no significativamente distintas al 5%) en períodos alcistas y bajistas.
- (vii) Para explicar las dinámicas de la prima al riesgo beta de mercado del modelo condicional básico, y tomando como referencias las regresiones [34] para sectores ($R^2= 79.78\%$) y [32] para tamaños ($R^2= 80.22\%$), para la agrupación sectores es significativo al 1% el efecto conjunto de las variables retardadas explicativas del ciclo económico y de los factores de riesgo asociados a tamaño y book-to-market más efectos momento³⁷; y para la agrupación tamaño el efecto conjunto debido a la dinámica de la beta por la interacción de efectos entre carteras (ninguna es

³⁶ A nivel individual, explican estas dinámicas relativas al ciclo: el mercado (al 1%) y los efectos momentos a 1 (al 5%) y 3 (al 1%) meses retardados para la agrupación sector, y el mercado (al 1%) y el momento a 1 mes (1%) para la agrupación tamaño. Y en relación al riesgo y efecto momento para la agrupación sector: los riesgos asociados al tamaño de las carteras nuevo mercado (al 5%) y utilidades (al 1%) y el efecto momento a 3 meses (al 1%).

³⁷ Para la agrupación sector explican (de forma significativa) estas dinámicas relativas al ciclo: la variable instrumental (al 5%), y las variables momento a 1 (al 5%), 3 y 6 (ambas al 1%) meses retardadas y el efecto asociado a los riesgos y negociación: los riesgos beta asociados a la variables book-to-market de la cartera utilidades (al 5%) y los efectos momento a 1 (al 5%) y 3 (al 1%) meses.

individualmente significativa). Aceptamos al 5% la hipótesis de que las primas al riesgo beta son iguales en períodos alcistas y bajistas para las dos agrupaciones.

- (viii) Las dinámicas de la prima al riesgo beta de mercado del modelo con prima variable básico tomando como referencia la regresión [32] ($R^2 = 81.81\%$ y 70.21% para las agrupaciones por sector y tamaño respectivamente) son explicadas conjuntamente (contraste significativo al 1% para sector y al 5% para tamaño) por las variables predictivas del ciclo³⁸. Aceptamos al 5% la hipótesis de que las primas al riesgo beta son iguales en períodos alcistas y bajistas para la agrupación sector pero rechazamos la hipótesis al 1% para la agrupación tamaño.

Resumiendo, un conjunto de observaciones que: nos orientan para mejorar en términos de “performance” condicional los modelos básicos; explican porque, desde una perspectiva condicional, los mejores modelos son: el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento, el modelo CAPM condicional de tres factores más momento y el modelo CAPM con prima variable con enfoque en el crecimiento económico; y proporcionan argumentos para las explicaciones racionales de los efectos tamaño, book-to-market y momento basadas en la predicción del ciclo: todas las primas de mercado de los tres modelos tienen un componente ciclo económico en sus dinámicas, y en los cambios de los riesgos por efecto de la estrategia de inversión: los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market y el efecto momento (aunque no en su faceta de riesgo) también juegan un papel significativo para explicar las dinámicas de los riesgos de los modelos tradicional y condicional básicos.

5. CONCLUSIONES

En este artículo se realiza un análisis integrado de los efectos tamaño, book-to-market y momento y sus implicaciones en la valoración de activos que incluye: un estudio empírico previo sobre la capacidad de estos efectos para explicar los riesgos específicos de los activos y de las interpretaciones racionales de estos efectos a través del crecimiento económico (como efecto y causa) y sobre su capacidad para explicar los riesgos asociados al riesgo de las estrategias de inversión a nivel de empresas/industria; y como prueba ácida sobre las implicaciones reales de estos efectos, la estimación, contraste y diagnóstico a nivel condicional y marginal de 11 modelos de valoración y dos agrupaciones de activos del mercado de capitales español.

El análisis empírico de las anomalías tamaño, book-to-market y momentum en general, y de las hipótesis racionales que justifican su empleo en los modelos de valoración en particular, así como el ajuste de las metodologías de estimación y contrastes de los modelos a la existencia de una estructura dinámica³⁹ en las series condicionales de riesgos y primas, son sujetos de estudio que han acaparado poca atención en el mercado de capitales español. Citemos a Rubio (1988) que encuentra evidencias de un efecto tamaño usando datos mensuales de 160 activos cotizados durante el período 1963-82, que no puede ser explicado como prima por iliquidez ni por distorsiones en la negociación. Menéndez (2000) que constata, usando datos diarios para el período 1993-98, la mejora de las predicciones cuando se considera junto al riesgo beta, una variable tamaño y el ratio de valoración de los beneficios. Miralles y Miralles (2003) que para datos mensuales de rentabilidades para el período 1998-2002 y considerando como base el modelo de tres factores de Fama y French (1993) estudian la

³⁸ Para ambas agrupaciones es significativo a nivel individual el efecto de la variable instrumental (al 1%) y para la agrupación sectores son asimismo significativos los efectos individuales de: la variable tamaño (al 5%) y el momento a 3 meses (al 1%) retardados.

³⁹ Véanse, por ejemplo: Ferson y Harvey (1991, 99), Wu (2002) y Petkova y Zhang (2004).

capacidad explicativa adicional de “características sin riesgo” relacionadas con la negociación y ponen de manifiesto la capacidad explicativa adicional de la variable book-to-market y volumen de negociación y la escasa capacidad explicativa adicional del efecto momento. Forner y Marhuenda (2003a, b, 04) que documentan un fuerte efecto momentum especialmente robusto en el período 1963-2000, que se debilita a partir de entonces y casi desaparece en la década de los 90, y realizan un análisis minucioso (no condicional) sobre posibles causas: en base a la dispersión en la sección cruzada y en base a dos teorías conductistas potenciales. Y Nieto (2004) usando rendimientos mensuales para el período 1982-98 demuestra la relación de los factores tamaño y book-to-market con los rendimientos pero encuentra pocas evidencias para justificar que son factores de riesgo. En este trabajo la combinación de procedimientos de análisis marginal y condicional, y el uso de datos de mayor frecuencia van a permitir obtener nuevas evidencias. Entre las conclusiones más significativas del trabajo destaquemos las siguientes:

- (i) *Sobre la explicación de los riesgos específicos de las acciones.* Rechazamos la hipótesis de alphas de Jensen iguales a cero para el modelo de tres factores y documentamos que el efecto momento y la variable instrumental agregado logarítmico contribuyen significativamente a la explicación de estos riesgos.
- (ii) *Sobre las explicaciones racionales de los efectos tamaño, book-to-market y momento.* En el análisis previo al ajuste de modelos de valoración observamos que nuestros resultados avalan la hipótesis de Liew y Vassalou (2000); y que estos efectos explican conjuntamente el crecimiento del PIB ($R^2=64.44\%$), el crecimiento de la Renta ($R^2= 17.79\%$), el crecimiento de los Salarios ($R^2= 11.41\%$) y el crecimiento del mercado ($R^2=1.40\%$), con coeficientes de las series retardadas de las carteras SMB, HML y MOM1 individualmente significativos al 5% en más de una regresión. Además, también documentamos que podemos asociar a una empresa/industria a la categoría de las empresas ganadoras, neutrales o perdedoras a través de una mezcla de características que incluye características específicas no recogidas en su información de tamaño y ratio book-to-market. Los resultados del análisis temporal de las primas de riesgo de mercado proporciona evidencias adicionales a favor de las explicaciones racionales.
- (iii) *Sobre el análisis comparativo de los modelos de valoración.* Desarrollemos brevemente las siguientes conclusiones: (1) los resultados obtenidos complementan las evidencias obtenidas en trabajos previos para el mercado de capitales español; (2) la diagnosis condicional y marginal proporciona resultados no coincidentes; y (3) el estudio de las dinámicas de las primas de mercado proporcionan argumentos adicionales para las explicaciones racionales.

En relación al primer y segundo punto, destaquemos que para el modelo CAPM tradicional básico, coincidiendo con los resultados de Rubio (1988), Marhuenda (1998) y Nieto y Rubio (2002), se rechaza la validez del modelo al obtenerse primas de riesgo no significativas e incluso negativas. Pero, a diferencia de estos autores, en este trabajo se llega a esta conclusión con primas al riesgo beta de mercado más altas en valor absoluto (tengamos en cuenta que son primas al riesgo diarias), negativas y significativas al 5% para las dos agrupaciones de activos. Además, en relación los modelos condicionales, coincidimos con Nieto (2004) y Nieto y Rodríguez (2004) en observar algunas evidencias a favor de estos modelos condicionales frente a los tradicionales estáticos. Como ya hemos indicado en el trabajo se produce una corrección en el signo de las primas al riesgo de mercado y, aunque el ajuste en términos marginales no es satisfactorio, es mejor en términos del coeficiente de determinación ajustado R^2 que el del modelo tradicional correspondiente (se reduce la probabilidad empírica de observar valores inferiores al 0.5% y aumenta la de observar valores superiores al 10%).

La observación se puede extender a los modelos CAPM de prima variable: ajuste marginal poco satisfactorio pero mejor en términos condicionales que el proporcionado por los modelos tradicionales. Señalemos como resumen, que desde una perspectiva condicional los mejores modelos son: el modelo CAPM tradicional de tres factores más momento, el modelo CAPM condicional de tres factores más momento y el modelo CAPM con prima variable con enfoque en el crecimiento económico. En relación a la estacionalidad en las primas al riesgo (véanse Rubio (1988), Marhuenda (1998), Nieto y Rubio (2002), y Nieto y Rodríguez (2004)) observamos que los patrones estacionales en las primas de riesgo no coinciden con los observados para los rendimientos⁴⁰.

En relación al tercer punto, la consideración de la estructura temporal de los riesgos y prima condicional de mercado va a permitir explicar la “performance” condicional superior de los modelos antes citados, y además proporcionan argumentación adicional a favor de las explicaciones racionales de los efectos. Así, aunque la capacidad explicativa de los efectos tamaño, book-to-market y momento como predictores del ciclo económico (primera explicación) para modelar las dinámicas de los riesgos de mercado es muy limitada, sí tienen capacidad significativa para explicar las dinámicas de todas las primas de mercado de los tres modelos básicos y las dos agrupaciones. Adicionalmente (segunda explicación), los riesgos asociados a los factores tamaño y book-to-market y el efecto momento (en su acepción de negociación) también juegan un papel significativo para explicar las dinámicas de los riesgos de los modelos tradicional y condicional básicos.

Como conclusión final de los resultados destaquemos la necesidad de un enfoque condicional en nuestros modelos de valoración y en nuestras metodologías de estimación, contraste y diagnosis de estos modelos⁴¹.

⁴⁰ Véase Marhuenda (1998).

⁴¹ En un trabajo reciente Wang (2002) presenta una metodología para estimar condicionalmente (no marginalmente) los modelos de valoración de activos.

BIBLIOGRAFÍA

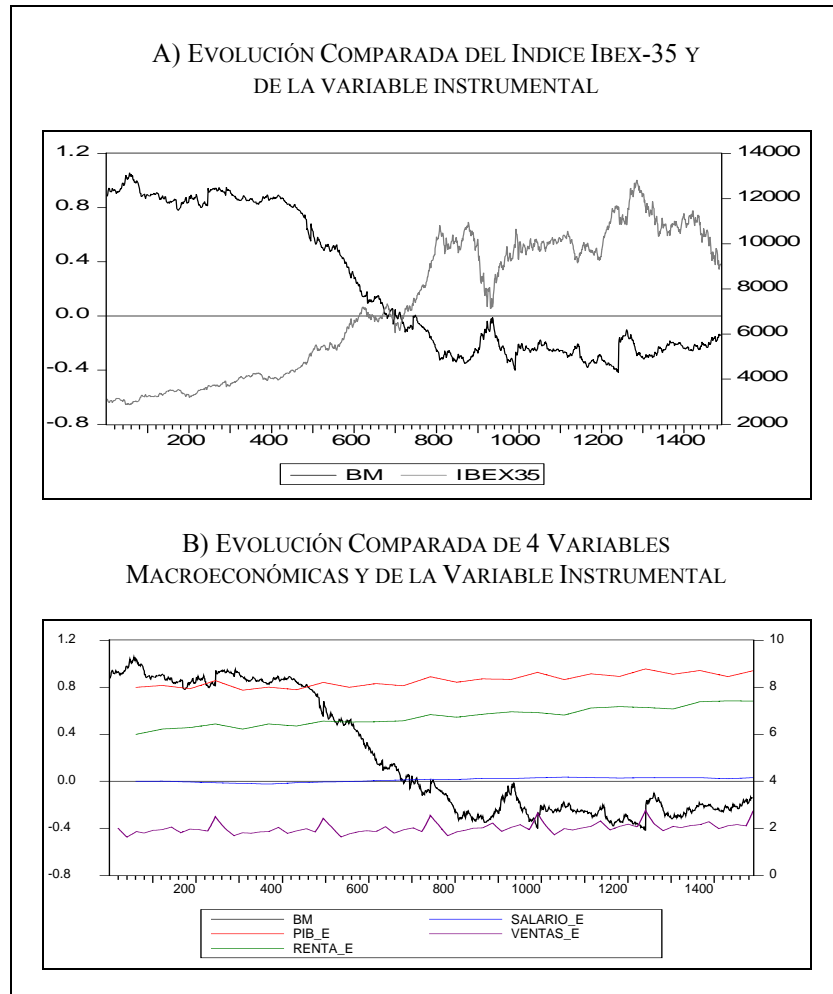
- Adrian, T. y Franzoni, F.** (2002). "Learning about Beta: An Explanation of the Value Premium". Working Paper, MIT.
- Ang, A. y Chen, J.** (2002). "CAPM Over the Long-run: 1926-2001". Working Paper, Columbia Business School.
- Banz, R.** (1981). "The Relationship Between Return and Market Value Common Stocks". *Journal of Financial Economics*, **9**, 33-18.
- Barberis, N., Shleifer, A. Vishny, R.** (1998). "A Model of Investor Sentiment". *Journal of Financial Economics*, **49**, 307.-343.
- Berk, J.B., Green R. C. y Naik V.** (1999). "Optimal Investment, Growth Options, and Security Returns". *Journal of Finance*, **54** (5), 1553-1607.
- Black, F.** (1972). "Capital market equilibrium with restricted borrowing". *Journal of Business*, **45**, 444-455.
- Black, F., Jensen, M. y Scholes, M.** (1972). "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Results" en *Studies in the Theory of Capital Markets*, M. Jensen (ed), Praegen Publishers, Inc, New York, 71-121.
- Bollerslev, T.; Engle, R. F. y Wooldridge, J. M.** (1998). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, **96**, 116-131.
- Brown, R, Durbin, J. y Evans, J.** (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, with Comments". *Journal of the Royal Statistical Society*, **37**, 2, 149-163.
- Chordia, T y Shivakumar, L.** (2002). "Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns". *Journal of Finance*, **57** (2), 985-1019.
- Cochrane, J. H.** (1996). "A Cross-Sectional Test of an Investment based Asset Pricing Models". *Journal of Political Economy*, **104**, 572-621.
- Cochrane, J.** (2001). *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Conrad, J. y Kaul, G.** (1998). "An Anatomy of Trading Strategies". *The Review of Financial Studies*, **11** (3), 489-519.
- DeBondt, W. y Thaler, R.** (1985). "Does the Stock Market Overreact". *The Journal of Finance*, **40**, 3, julio, 793-805.
- Daniel, K., Hirshleifer, D. y Subrahmanyam, A.** (1998). "Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions". *Journal of Finance*, **53**, 1839-1886.
- Daniel, K. y Titman, S.** (1997). "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns". *Journal of Finance*, **52**, 1-33.
- Davis, J. L., Fama, E. y French, K. R.** (2000). "Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997". *The Journal of Finance*, **55** (1), 389-406.
- Dumas, B. y Solnik, B.** (1995). "The World Price of Foreign Exchange Risk". *Journal of Finance*, **50**, 445-479.
- Elton, E. J; Gruber, M. J y Blake, C. R.** (1995). "Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance". *Journal of Finance*, **50**, 1229-1256.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1988). "Dividend Yields and Expected Stock Returns". *Journal of Financial Economics*, **22**, 3-27.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1989). "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, **25**, 23-49.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1992). "The Cross-Section of Expected Stocks Returns". *The Journal of Finance*, **47**, 427-465.

- Fama, E. F. y French, K. R.** (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, **33**, 1, 3-56.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns". *Journal of Finance*, **50**, 131-155.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1996). "Multifactor Explanations for Asset Pricing Anomalies". *Journal of Finance*, **51**, 55-84.
- Fama, E. F. y French, K. R.** (1998). "Value versus Growth: The International Evidence". *Journal of Finance*, **53** (6), 1975-1999.
- Fama, E. F. y MacBeth, J. D.** (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests". *Journal of Political Economy*, **81**, 607-636.
- Ferson, W. E. y Harvey, C. R.** (1991). "The Variation of Economic Risk Premiums". *Journal of Political Economy*, **99**, 385-415.
- Ferson, W. E. y Harvey, C. R.** (1999). "Conditioning Variables and Cross-Section of Stock Returns". *Journal of Finance*, **54**, 1325-1360.
- Forner, C. y Marhuenda, J.** (2003a). "Contrarian and Momentum Strategies in the Spanish Stock Market". *European Financial Management*, **9**, 67-88.
- Forner, C. Y Marhuenda, J.** (2003b). "El Efecto Momentum en el Mercado Español de Acciones". WP-EC 2003-14, IVIE.
- Forner, C. Y Marhuenda, J.** (2004). "Beneficios del Momentum en el Mercado Español: ¿Incorrecta Especificación de los Modelos de Valoración o Irracionalidad de los Inversores?". WP-EC 2004-20, IVIE.
- Gibbons, M. R.** (1982). "Multivariate Test of Financial Models. A New Approach". *Journal of Financial Economics*, **10**, 3-27.
- Gibbons, M. R. y Ferson, W.** (1985). "Testing Asset Pricing Models with Changing Expectations and an Unobservable Market Portfolio". *Journal of Financial Economics*, **14**, 217-236.
- Ghysels, E.** (1998). "On Stable Factor Structures in the Pricing of Risk: Do Time Varying Betas Help or Hurt". *Journal of Finance*, **53**, 549-574.
- Hawawini, G. y Keim, D.** (1995). "On the predictability of common stock returns: World-wide evidence". *Handbook in Operations Research and Management Science*, **9**. R. Jarrow, V. Maksimovic y W. Ziemba (eds) North-Holland.
- Hodrick, R. J. y Zhang, X.** (2001). "Evaluating the Specification Errors of Asset Pricing Models". *Journal of Financial Economics*, **62**, 327-376.
- Hong, H., Lim, T., y J. Stein** (2000). "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies". *Journal of Finance*, **55**, 265-295.
- Hong, H. y Stein, J.** (1999). "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets". *Journal of Finance*, **54**, 2143-2184.
- Inclán, C. y Tiao, G.** (1994). "Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance". *Journal of the American Statistical Association*, **89**, 427, 913-923.
- Jagannathan, R. y Wang, Z.** (1996). "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns". *Journal of Finance*, **51**, 3-53.
- Jegadeesh, N. y Titman, S.** (1993). "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency". *Journal of Finance*, **48**, 65-91.
- Jegadeesh, N. y Titman, S.** (2001). "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations". *Journal of Finance*, **56**, 699-720.
- Johnson, T. C.** (2002). "Rational Momentum Effects". *The Journal of Finance*, **57** (2), 585-608.
- Lettau, M. y Ludvigson, S. C.** (2001a). "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test when Risk Premia are Time-Varying". *Journal of Political Economy*, **109**(6), 1238-1287.
- Lettau, M. y Ludvigson, S. C.** (2001b). "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns". *Journal of Finance*, **56**(3), 815-894.

- Lettau, M. y Ludvigson, S. C.** (2003). "Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Tradeoff". NBER Working Paper.
- Lewellen, J.** (2002). "Momentum and Autocorrelation in Stock Returns". *The Review of Financial Studies*, **15** (2), 533-563.
- Lewellen, J. y Nagel, S.** (2003). "The Conditional CAPM Does Not Explain Asset-Pricing Anomalies". NBER WP 9974.
- Liew, J. y Vassalou, M.** (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.
- Marhuenda, J.** (1998). "Estacionalidad de la Prima por Riesgo en el Mercado de Capitales Español". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, **27**, pp.13-36.
- Menéndez, S.** (2000). "Determinantes fundamentales de la rentabilidad de las acciones". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, **29**, 106, 1015-1031.
- Miralles, J.L. y Miralles, M.M.** (2003). "Actividad Negociadora y Esperanza de Rentabilidad en la Bolsa de Valores Española". *Revista Economía Financiera*, **1**, 15-36.
- Moskowitz, T. J. y Grinblatt, M.** (1999). "Do Industries Explain Momentum?" *The Journal of Finance*, **54** (4), 1249-1290.
- Nieto, B.** (2002). "La Valoración Intertemporal de Activos: Un Análisis Empírico para el Mercado Español de Valores". *Investigaciones Económicas*, **26**, 497-524.
- Nieto, B.** (2004). "Evaluating Multi-Beta Pricing Models: An Empirical Analysis with Spanish Market Data". *Revista de Economía Financiera*, **2**, 80-108.
- Nieto, B. y Rodríguez, R.** (2002). "The Consumption-Wealth and Book-to-Market Ratios in a Dynamic Asset Pricing Context", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Working Paper WP-EC 2002-24.
- Nieto, B. y Rodríguez, R.** (2004). "Modelos de Valoración de Activos Condicionales: Un Panorama Comparativo con Datos Españoles", Universidad Carlos III de Madrid, Documento de Trabajo de la Serie de Economía de la Empresa DT-04-02.
- Nieto, B. y Rubio, G.** (2002). "El Modelo de Valoración con Cartera de Mercado: Una Nueva Especificación del Coeficiente Beta". *Revista española de Financiación y Contabilidad*, **31**, 113, 697-723.
- Petkova, R. y Zhang, L.** (2004). "Is Value Riskier than Growth?" *Journal of Financial Economics*. Forthcoming.
- 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 ICE*, **49**, 157-186.
- Shanken, J.** (1992). "On the Estimation of Beta-Pricing Models". *Review of Financial Studies*, **5**(1), 1-33.
- Sharpe, W.** (1964). "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *The Journal of Finance*, **19**, 425-442.
- Stattman, D.** (1980). "Book Values and Stock Returns". *The Chicago MBA: a Journal of Selected Papers*, **4**, 25-45.
- Tai, C.** (2003). "Are Fama-French and Momentum Factors really Priced?" *Journal of Multinational Financial Management*, **13**, 359-384.

- Wang, K. Q.** (2002). "Nonparametric Tests of Conditional Mean-Variance Efficiency of a Benchmark Portfolio". *Journal of Empirical Finance*, **9**, 133-169.
- Wu, X.** (2002). "A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum". *Journal of Banking & Finance*, **26**, 1675-1696.

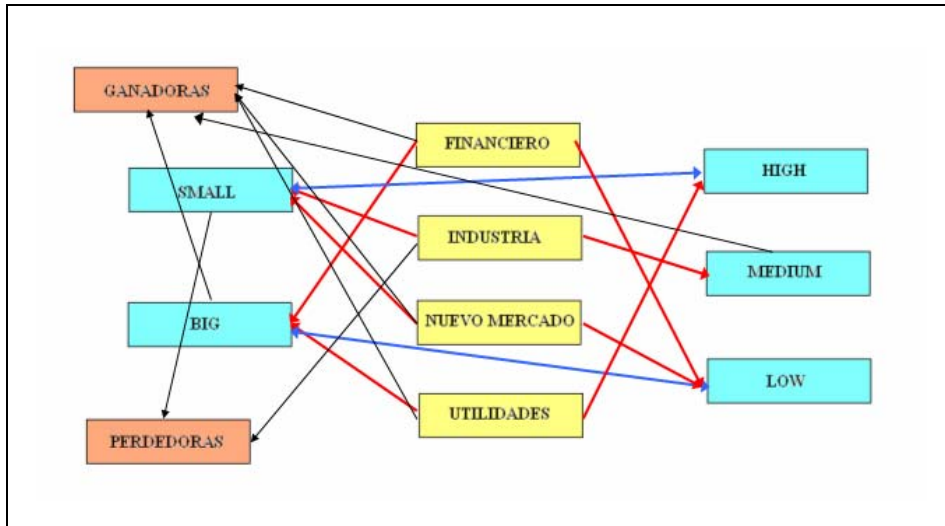
CUADROS Y GRÁFICOS



Con datos de frecuencia diaria para el periodo del 1/01/1995 al 31/12/2000 se representan: en el panel a la serie de precios del índice Ibex-35 (IBEX35) y la serie diaria agregado logarítmico del ratio book-to-market (BM). Y en el panel b las series marco-económicas iniciadas y en precios constantes: producto interior bruto, trimestral (PIB_E); salarios industria cálculo ajustado, trimestral (SALARIO_E); ventas totales, mensual, en precios constantes (VENTAS_E); y renta bruta y mixta, trimestral (RENTA_E); y la serie diaria agregado logarítmico del ratio book-to-market (BM). Los datos macro han sido transformados a precios constantes mediante el índice armonizado de precios de consumo (HICP).

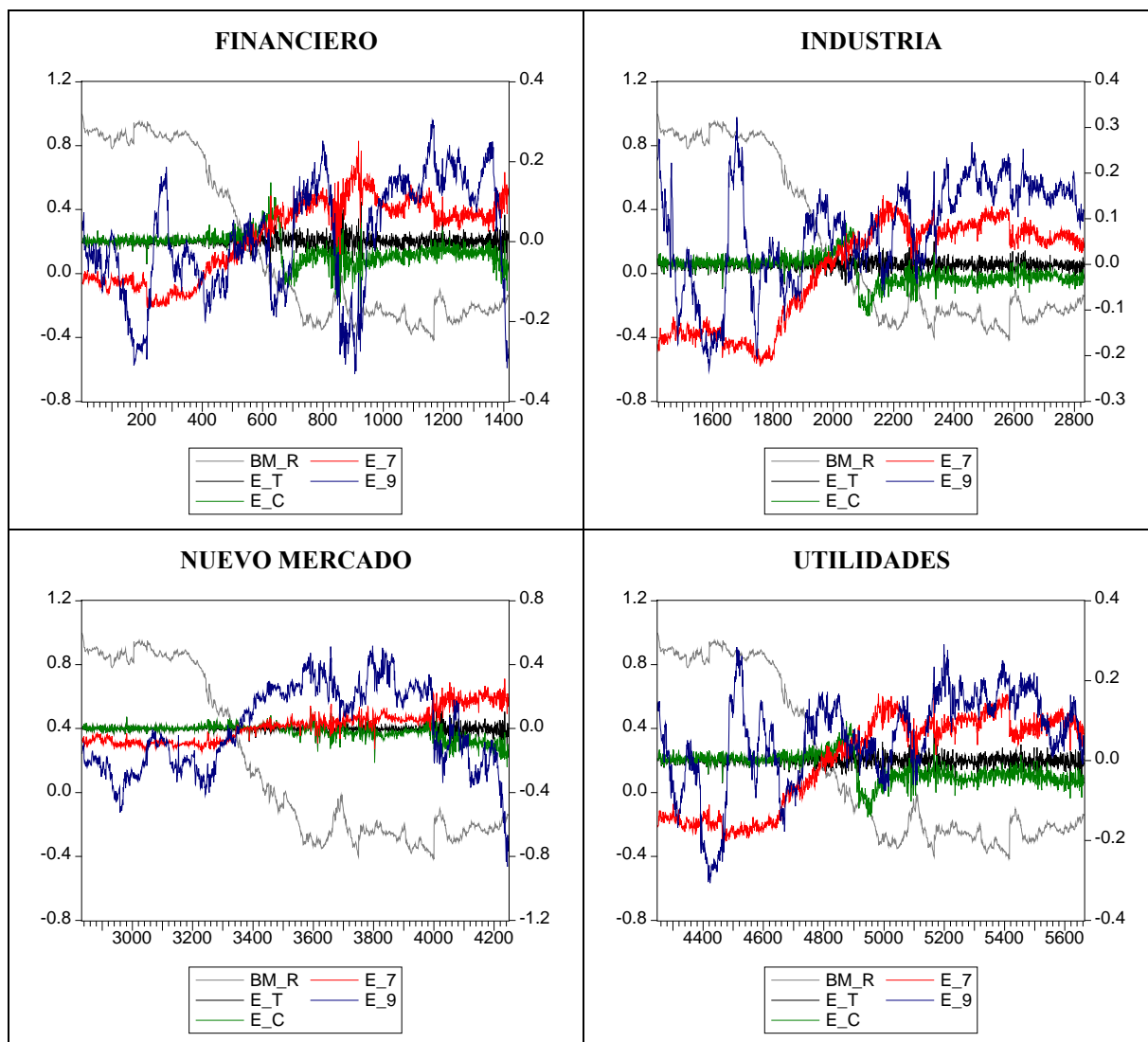
Fuente de las series macro y del índice de precios: Instituto Nacional de Estadística (INE).

GRÁFICO 1.- Evolución Comparada del Mercado y de la Economía con la variable agregado logarítmico



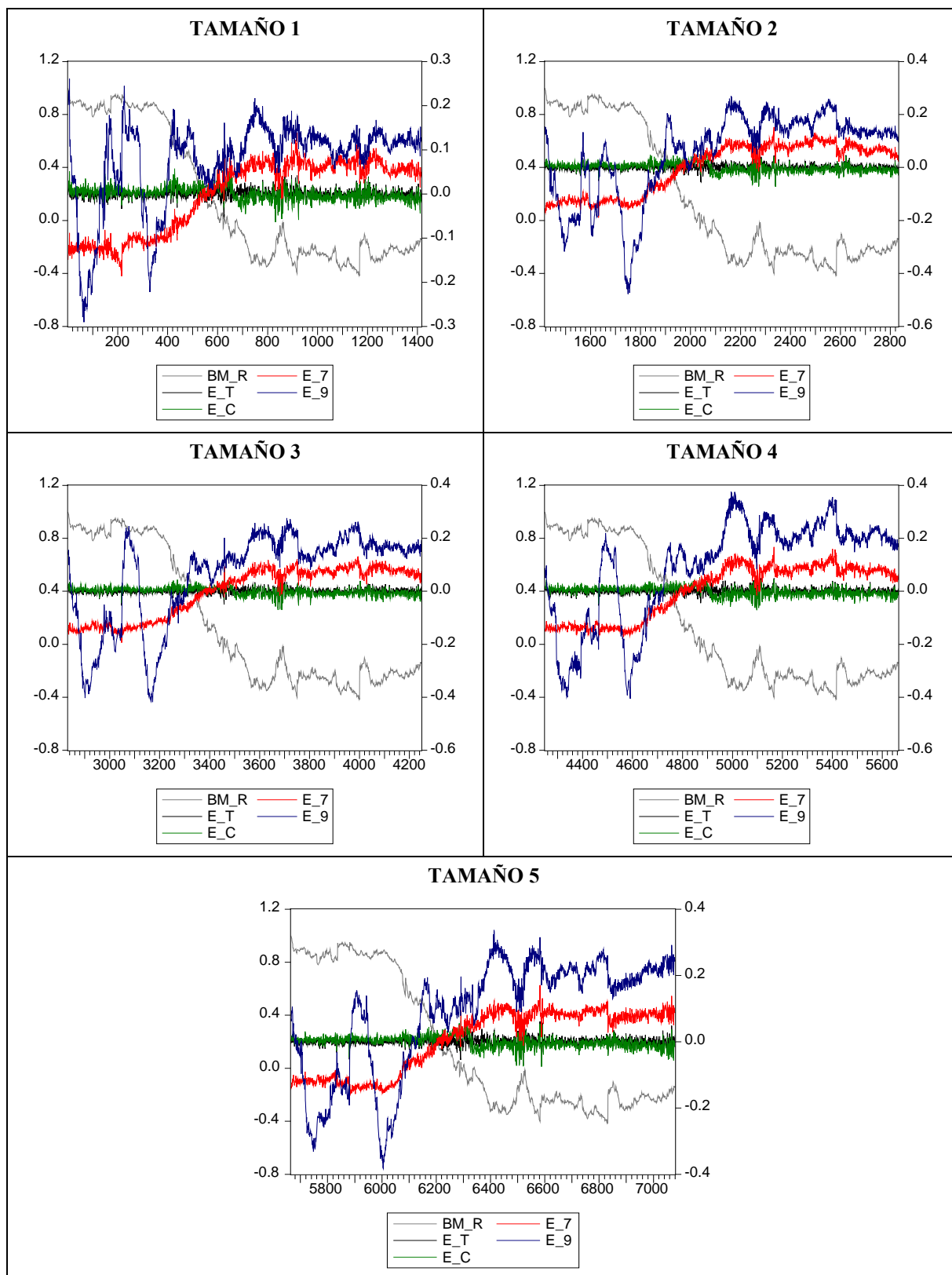
En el esquema se representan las asignaciones más probables (para los contrastes significativos) con una flecha que relaciona categoría –origen de la flecha– con asignación –punta de la flecha– de los activos pertenecientes a un sectores (FINANCIERO, INDUSTRIA, NUEVO MERCADO y UTILIDADES), a una categoría de tamaño (SMALL y BIG), o a una categoría de ratio book-to-market (HIGH, MEDIUM y LOW) entre sí y con respecto a las tres categorías de carteras por efecto momento (GANADORAS, PERDEDORAS y MEDIAS).

GRÁFICO 2.- Relación entre los efectos tamaño, book-to-market y momento y las características de la empresa/industria



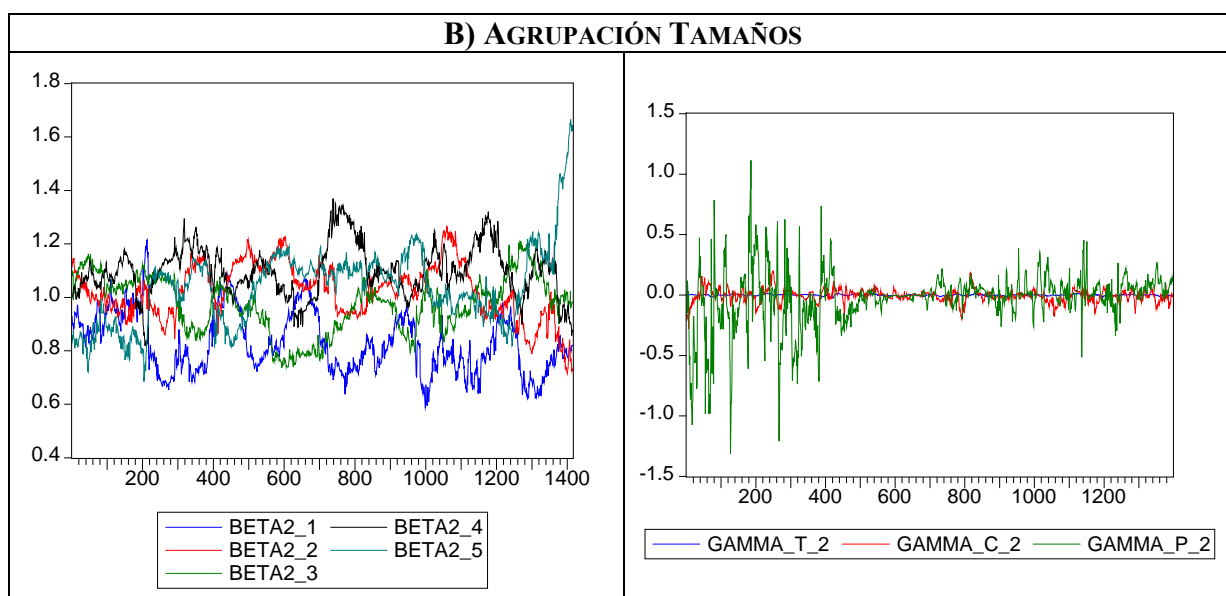
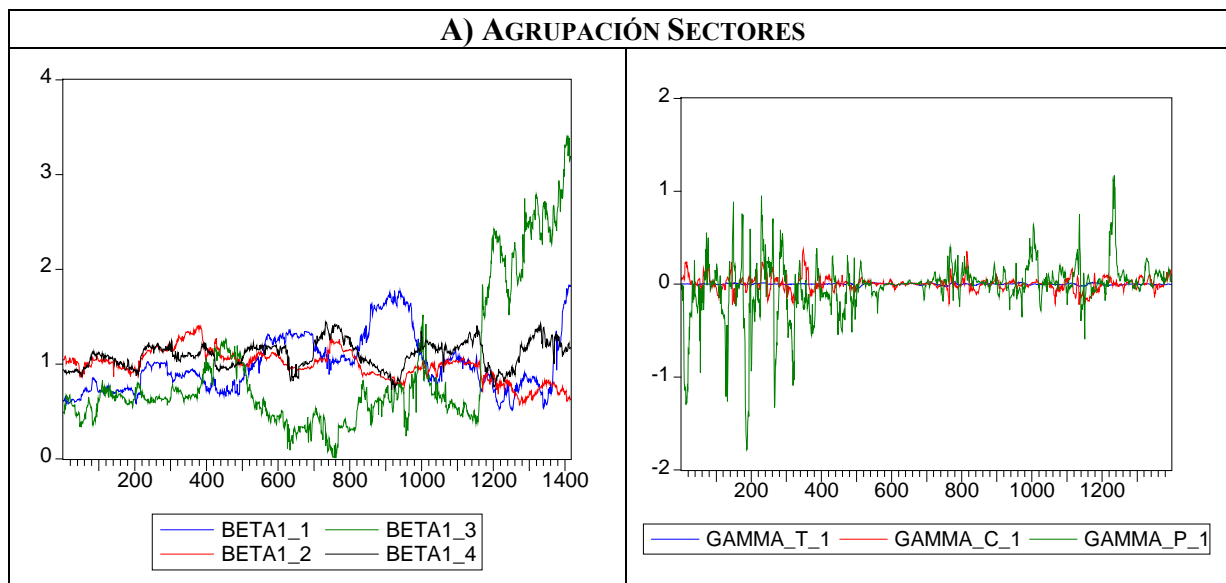
Representación de los residuos marginales de cartera de la agrupación por sector obtenidos en la estimación de los modelos CAPM tradicional básico (E_T), CAPM condicional básico (E_C), CAPM con prima de riesgo variable básico (E_7) y modelo CAPM con prima de riesgo variable básico y enfoque en la inversión (E_9) en el período del 1/01/1995 al 31/12/2000 junto con la variable instrumental retardada (a 1 día) (BM_R).

GRÁFICO 3.A.- Gráficas comparativas de la performance marginal de varios modelos: Sectores



Representación de los residuos marginales de cartera de la agrupación por tamaño obtenidos en la estimación de los modelos CAPM tradicional básico (E_T), CAPM condicional básico (E_C), CAPM con prima de riesgo variable básico (E_7) y modelo CAPM con prima de riesgo variable básico y enfoque en la inversión (E_9) en el período del 1/01/1995 al 31/12/2000 junto con la variable instrumental retardada (a 1 día) (BM_R).

GRÁFICO 3.B.- Gráficas comparativas de la performance marginal de varios modelos: Tamaños



Representación gráfica de las series condicionales de riesgos beta de mercado por agrupación (BETA1, BETA2 para las agrupaciones por sector y tamaño respectivamente) y cartera (J , $J=1, \dots, 4(5)$), y de primas al riesgo de mercado (GAMMA) obtenidas al estimar los modelos: CAPM tradicional básico (T), CAPM condicional básico (C) y CAPM con prima variable básico (P) para cada agrupación ($_1$ = sector y $_2$ = tamaño) correspondientes al periodo de estudio comprendido entre el 1/01/1995 y el 31/12/2000.

GRÁFICO 4.- Evolución en el tiempo de las series condicionales de riesgos y primas al riesgo de mercado para los modelos CAPM tradicional, condicional y de prima variable básicos

A) ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA CARTERA DE MERCADO EQUIPONDERADA

	SIN DINÁMICAS	CON DINÁMICAS
Media	0.000738	0.000662
Desv. estándar	0.010749	0.009689
ET(ER _m =0)	2.168346*	2.053169*
E _{CV}	4.359347**	1.318815
E _{CM}	0.8494261	0.854160
EJi ² (L=M=...=V)	4.858173	5.306784
ET(Enero=0)	0.074053	0.455263

B) ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS CARTERAS DE ACTIVOS

		CAR1	CAR2	CAR3	CAR4	CAR5
SECTOR	Media	0.001073	0.000528	0.000988	0.000842	
	Desv. estándar	0.016611	0.011849	0.025379	0.013944	
	ET(ER=0)	2.148552*	1.236174	1.277891	1.921271	
TAMAÑO	Media	0.001183	0.000614	0.000681	0.000696	0.000752
	Desv. estándar	0.011990	0.012744	0.011995	0.013306	0.013300
	ET(ER=0)	3.331876**	1.411646	1.714358	1.590126	1.751509

C) ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS FACTORES

	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6
Media	8.37E-05	0.000287	0.000264	0.000158	8.26E-05
Desv. estándar	0.006742	0.008448	0.007791	0.007778	0.007641
ET(R=0)	0.479214	1.311358	1.307988	0.784120	0.417276

Correlaciones	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6	EXM
SMB	1.000000	0.368547**	-0.126543**	-0.125218**	-0.097156**	-0.142072**
HML	0.368547**	1.000000	-0.054737*	-0.095509**	-0.164998**	-0.235932**
MOM1	-0.126543**	-0.054737*	1.000000	0.062308*	-0.029405	-0.034031
MOM3	-0.125218**	-0.095509**	0.062308*	1.000000	-0.080530**	0.009718
MOM6	-0.097156**	-0.164998**	-0.029405	-0.080530**	1.000000	0.141650**
EXM	-0.142072**	-0.235932**	-0.034031	0.009718	0.141650**	1.000000

D) CORRELACIONES CON LA VARIABLE INSTRUMENTAL

	PIB	RENTA	SALARIO	VENTAS	BM	IBEX35
PIB	1	0.716077**	0.599399**	0.660467**	-0.11445**	0.514166**
RENTA	0.716077**	1	0.293725**	0.4352**	0.001112	0.39016**
SALARIO	0.599399**	0.293725**	1	0.279398**	-0.20612**	0.344215**
VENTAS	0.660467**	0.4352**	0.279398**	1	-0.07662**	0.157787**
BM	-0.11446**	0.001112	-0.20612**	-0.07662**	1	-0.46652**
IBEX35	0.514166**	0.39016**	0.344215**	0.157787**	-0.46653**	1

	BM(-5)	BM(-21)	BM(-63)	BM(-126)	BM(-252)	BM(-756)
PIB	-0.17284**	-0.30471**	-0.38898**	-0.71429**	-0.75939**	-0.56105**
RENTA	-0.046436	-0.17783**	-0.35704**	-0.57712**	-0.75491**	-0.88112**
SALARIO	-0.25586**	-0.39137**	-0.56666**	-0.66885**	-0.80067**	-0.10651**
VENTAS	-0.21082**	-0.40333**	-0.16188**	-0.39352**	-0.42094**	-0.32883**
BM	0.888429**	0.486618**	0.022416	0.168424**	0.129878**	-0.20469**
IBEX35	-0.42643**	-0.29863**	-0.28283**	-0.34771**	-0.45667**	-0.39049**

En este cuadro se resumen estadísticos descriptivos de las series diarias de: rendimientos de la cartera de mercado equiponderada en el panel a; rendimientos de las carteras de activos para las agrupaciones por sector (SECTOR) y tamaño (TAMAÑO) en el panel b; los rendimientos de las carteras de los efectos tamaño (SMB), ratio book-to-market (HML), y momento a 1, 3 y 6 meses (MOM1, MOM3 y MOM6) en el panel c; y las correlaciones de la variable instrumental agregado logarítmico book-to-market (BM) contemporánea y con retardos a 5, 21, 63, 126, 252 y 756 días respecto a las series (reajustadas a frecuencia diaria): producto interior bruto (PIB), salarios industria (SALARIO), ventas (VENTAS) y renta bruta y mixta (RENTA) en precios constantes, y la serie de índice de precios del mercado (IBEX-35) para el período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Las estadísticas son media (Media), desviación estándar (Desv. estándar), correlaciones de Pearson y los estadísticos de contrastes T (ET(.)), Ji-cuadrado (EJi²(.)) para varias hipótesis (la hipótesis nula se indica dentro del paréntesis), y de cambio estructural en varianzas (E_{CV}) y medias (E_{CM}). Los asteriscos indican el nivel de significatividad del correspondiente estadístico al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 1.- Estadísticas Descriptivas de las Carteras de Mercado, Carteras de Activos, Factores de Riesgo y Variable Instrumental

A) ALPHAS DE JENSEN: SECTORES

		FINAN	INDUS	N. MDO	UTIL	CJTO
$\alpha_{ja}=\alpha_{jb}=0$	Ec. [30]	8.1711*	46.498**	20.251**	4.333	14.584*
$\alpha_{ja}=\alpha_{jb}$		*	*	*	*	9.20491
$\alpha_j=0$	Ec. [23]	2.489**	-15.923**	0.389**	-3.689**	29.731**
	Ec. [24]	10.292**	-21.477**	3.383**	-3.362**	66.838**
	Ec. [25]	8.848**	-18.736**	-0.045	-1.604	50.154**
	Ec. [26]	11.949**	-6.149**	-3.140**	-0.125	9.930*
	Ec. [27]	3.337**	-7.999**	-2.731**	3.978**	11.977*
	Ec. [28]	4.274**	-8.670**	-0.011	4.087**	13.657**
	Ec. [29]	3.056**	-8.712**	-0.223	2.732**	11.722*

B) ALPHAS DE JENSEN: TAMAÑOS

		TAM1	TAM2	TAM3	TAM4	TAM5	CJTO
$\alpha_{ja}=\alpha_{jb}=0$	Ec. [30]	47.794**	45.492**	19.415**	13.004**	21.909**	40.698**
$\alpha_{ja}=\alpha_{jb}$							36.956**
$\alpha_j=0$	Ec. [23]	1.008	2.674**	-12.13**	-0.475	6.797**	7.050
	Ec. [24]	33.273**	-20.07**	-7.656**	-7.021**	4.004**	169.32**
	Ec. [25]	25.219**	-14.59**	-4.609**	-6.016**	2.334*	96.372**
	Ec. [26]						
	Ec. [27]	2.318*	-5.172**	-4.775**	-1.755	-0.242	1.609
	Ec. [28]	1.873	-4.630**	-4.016**	-1.908	0.434	5.196
	Ec. [29]	-2.179*	0.010	-1.889	-2.510*	-0.132	1.609

En este cuadro se presentan en los paneles a y b los resultados de los contrastes “alpha de Jensen”, para las agrupaciones sector y tamaño respectivamente, por cartera (estadístico T para las ecuaciones [23]-[29] y estadístico Ji-cuadrado para la ecuación [30]) y conjuntos (estadístico Ji-cuadrado) en los 8 supuestos considerados en el apartado 3.1 (el número de ecuación identifica el supuesto) para datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. La hipótesis nula individual contrastada se indica en la primera columna y en el caso conjunto se asume a la vez para todas las carteras de la agrupación y los asteriscos indican la significatividad de los contrastes al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 2.- Contrastes Alphas de Jensen

**A) RELACIÓN ENTRE EL CICLO Y LOS EXCESOS DE MERCADO
Y LOS FACTORES DE RIESGO**

Correlaciones	BM	BM(-5)	BM(-21)	BM(-126)	BM(-252)	BM(-756)
EXM	-0.0794**	0.07559**	0.12866**	0.026233	0.066281*	0.059336*
SMB	-2.94E-07	1.06E-05	5.21E-05	-1.24E-05	4.93E-05	-0.00011
HML	7.29E-06	1.95E-06	5.01E-05	-9.61E-05	-6.70E-05	-0.000152
MOM1	-1.39E-06	1.81E-05	7.00E-06	1.14E-05	3.12E-05	-4.67E-05
MOM3	-7.21E-06	1.75E-06	-2.28E-05	1.90E-05	3.54E-05	-2.57E-05
MOM6	-9.49E-06	1.69E-05	1.82E-05	-1.55E-05	-7.44E-06	-7.56E-05

B) FACTORES EXPLICATIVOS DEL CRECIMIENTO ECONÓMICO

	EXM	ΔVENTAS	ΔPIB	ΔRENTA	ΔSALARIO
C	1.434509	-0.198251	3.475955**	2.631942*	1.233290
BM(-1)	0.829361	-0.534341	2.306056*	2.307033*	-0.190734
EXM(-1)	5.243349**	1.075796	-3.997148**	-2.501478*	2.062183
SMB(-1)	1.687392	-0.430821	5.922753**	2.772813*	0.762882
HML(-1)	1.285023	0.671068	-5.791854**	-2.501859*	-1.909227
MOM1(-1)	1.303569	1.190725	-2.148926*	0.611644	-2.168351*
MOM3(-1)	-1.840537	0.684974	-0.381702	-1.068312	0.922864
MOM6(-1)	-0.472307	1.463698	-0.894507	-0.063782	0.895831
R² ajustado	0.013983	-0.028822	0.644441	0.177946	0.114052

En este cuadro se presentan los estadísticos y contrastes básicos para estudiar la relación entre los factores de riesgo y el crecimiento económico para el período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. En el panel a aparecen las correlaciones de Person de la variable instrumental agregado logarítmico book-to-market (BM) contemporánea y con retardos a 5, 21, 126, 252 y 756 días con las series: excesos de rendimiento del mercado respecto a la renta fija (EXM), los rendimientos de las carteras de los efectos tamaño (SMB), ratio book-to-market (HML), y momento a 1, 3 y 6 meses (MOM1, MOM3 y MOM6). Y en el panel b se muestran los estadísticos Z/T asociados a los coeficientes y el coeficiente de determinación ajustado de la regresión individual múltiple de las series excesos de mercado respecto a la renta fija (EXM), crecimiento de ventas (ΔVENTAS), crecimiento del PIB (ΔPIB), crecimiento de la renta (ΔRENTA) y crecimiento del salario (ΔSALARIO) sobre la constante (C) y las series retardadas a 1 día de: la variable instrumental (BM(-1)), excesos de rendimiento del mercado respecto a la renta fija (EXM(-1)), los rendimientos de las carteras de los efectos tamaño (SMB(-1)), ratio book-to-market (HML(-1)), y momento a 1, 3 y 6 meses (MOM1(-1), MOM3(-1) y MOM6(-1)). Las regresiones se estiman reajustando la frecuencia de las variables explicativas a la de la serie empleada para medir el cambio económico y los asteriscos indican la significatividad de los contrastes al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 3.- Relación entre los factores de riesgo y el crecimiento económico

A) EFECTO TAMAÑO EN RELACIÓN CON LAS CARACTERÍSTICAS DE LA EMPRESA/INDUSTRIA

	Book	Financiero	Industria	N Mercado	Utilidades	
Tamaño		112.03704**[B]	67.67202**[S]	118.92192**[S]	170.61871**[B]	
	H	195.91327**[S]	8.69565**[B]	372.16007**[S]	48.76190**[S]	23.47967**[B]
	L	167.83080**[B]	100.18654**[B]	119.21182**[B]	27.00000**[S]	44.49533**[B]
	M	0.57831	6.11864*[B]	11.70253**[S]	50.82353**[S]	130.88177**[B]

B) EFECTO BOOK-TO-MARKET EN RELACIÓN CON LAS CARACTERÍSTICAS DE LA EMPRESA/INDUSTRIA

	Tamaño	Financiero	Industria	N Mercado	Utilidades	
Book		349.43056**[L]	52.07041**[M]	18.97297**[L]	54.65108**[H]	
	BIG	194.48468**[L]	291.72393**[L]	175.23292**[L]	26.53731**[L]	34.34722**[M]
	SMALL	167.31611**[H]	60.92453**[L]	289.79692**[H]	5.46617	69.20968**[H]

C) EFECTO MOMENTO EN RELACIÓN CON LAS CARACTERÍSTICAS DE LA EMPRESA/INDUSTRIA

	Tamaño	Book	Financiero	Industria	N Mercado	Utilidades	
Momento a 1 mes			28.5**[G]	16.23659**[P]	54.55856**[G]	13.30935**[G]	
	BIG 32.00716** [G]	H	0.47022	16.54545**[M]	5.82759	5.60000	21.47826**[G]
		L	20.58647**[G]	63.45669**[G]	6.75486*[G]	1.00000	7.52273*[M]
		M	2.31020	1.07692	2.66926	6.40000*[P]	4.95082
	SMALL 10.53297** [P]	H		1.07692	16.68451**[P]	37.81081**[G]	5.67059
		L		9.39726**[M]	0.45161	3.82857	1.36842
		M		0.70000	18.75766**[P]	25.65517**[G]	2.50000
	Momento a 3 meses			28.50000**[G]	15.59276**[P]	52.75676**[G]	14.07554**[G]
		BIG 32.75018** [G]	H	0.80878	13.63636**[M]	4.58621	5.60000
L			22.85499**[G]	59.53543**[G]	6.35798*[G]	0.42857	5.61364
M			2.97755	1.84615	2.43580	5.20000	5.60656
SMALL 11.27532** [P]		H		1.07692	16.08795**[P]	40.97297**[G]	5.67059
		L		7.91781*[M]/[P]	0.25806	5.20000	2.00000
		M		0.10000	19.15877**[P]	17.86207**[G]	0.70000
Momento a 6 meses				28.50000**[G]	14.64641**[P]	56.72072**[G]	15.00360**[G]
		BIG 35.03078** [G]	H	0.16928	19.63636**[M]	2.51724	5.60000
	L		22.19764**[G]	61.89764**[G]	3.36965	1.00000	4.93182
	M		1.98571	0.15385	1.52529	8.4*[G]	4.22951
	SMALL 10.94086** [P]	H		0.61538	14.64245**[P]	22.48649**[G]	5.81176
		L		9.39726**[M]	1.22581	16.68571**[G]	1.36842
		M		2.50000	18.47354**[P]	15.10345**[G]	0.70000

En el cuadro se presentan los estadísticos Ji-cuadrado de los contrastes de la hipótesis de que las probabilidades condicionales de pertenecer a cada una de las categorías Tamaño: B(IG) o S(MALL) (panel a), Book: H(igh), L(ow) o M(edium) (panel b), o Momento (a 1, 3 y 6 meses): G(anadoras), P(erdedoras), M(edias) dada una categoría o pareja de categorías son iguales. Junto a los estadísticos se indican con asteriscos el nivel de significatividad del contrastes al 5% (*) y 1% (**), y entre corchetes la asignación más probable.

CUADRO 4.- Relación entre los factores de riesgo y las características de la empresa/industria

		INDIVIDUALES						
		m	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6	
FINAN.	Estadístico	0.99995	-0.65398	-0.42691	0.13136	0.24075	0.22166	
	E. Estándar	0.00802**	0.0114**	0.01365**	0.01114**	0.0119**	0.0126**	
	ET($\beta_i=1$)	-0.21189						
INDUS.	Estadístico	0.98581	-0.50036	-0.10599	-0.08653	-0.04898	0.06296	
	E. Estándar	0.00423**	0.00755**	0.00983**	0.00993**	0.01062**	0.01094**	
	ET($\beta_2=1$)	-3.328**						
NUEVO MDO.	Estadístico	0.92918	0.04731	-0.27102	0.10154	0.18257	0.11522	
	E. Estándar	0.01856**	0.02989	0.02444**	0.01972**	0.01469**	0.01363**	
	ET($\beta_3=1$)	-4.275**						
UTILID.	Estadístico	1.09613	-0.63931	0.02401	-0.04662	0.06367	0.11917	
	E. Estándar	0.00376**	0.00949**	0.01162*	0.01153**	0.0117**	0.01232**	
	ET($\beta_4=1$)	25.389**						

		CRUZADOS CON LA V. INSTRUMENTAL						BM
		m	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6	
FINAN.	Estadístico	-1.548851	1.87092	1.05112	-0.54963	-1.41055	-0.15404	0.028186
	E. Estándar	0.112421**	0.09627**	0.07030**	0.04506**	0.07491**	0.08144	0.00114**
INDUS.	Estadístico	-1.102384	1.09671	0.45695	-0.05622	-0.79171	0.12871	0.029933
	E. Estándar	0.099296**	0.05577**	0.03063**	0.028494*	0.05728**	0.06794	0.000978**
NUEVO MDO.	Estadístico	-2.067223	1.44970	0.25382	-1.22940	-1.03702	0.25220	0.038204
	E. Estándar	0.110893**	0.10487**	0.10782*	0.074727**	0.06414**	0.07382**	0.002517**
UTILID.	Estadístico	-1.688736	1.44165	0.63587	-0.37442	-1.00442	-0.00513	0.043105
	E. Estándar	0.114852**	0.09218**	0.03921**	0.049667**	0.061153**	0.07438	0.001483**

Los estadísticos de este cuadro se calculan a partir de las series de riesgos beta, cruzados e instrumentales condicionales para el mercado (m) y los factores de riesgo de tamaño (SMB), book-to-market (HML), y de momento a 1, 3 y 6 meses (MOM1, MOM3 y MOM6) obtenidas durante la primera fase de la estimación a la Fama y MacBeth para la agrupación por sectores con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Los estadísticos calculados son: riesgo beta estimado (Estadístico), error estándar del riesgo estimado (E. estándar) y el estadístico T del contraste de la hipótesis nula riesgo beta de mercado igual a uno (ET($\beta_i=1$)). Los asteriscos del error estándar y del estadístico T de contraste indican la significatividad del riesgo beta estimado y del contraste al 5% (*) y 1% (**) respectivamente.

CUADRO 5.A.- Estadísticas descriptivas de los riesgos beta: Sectores

		INDIVIDUALES					
		m	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6
TAM1	Estadístico	0.82847	0.54999	-0.17941	-0.06074	0.02324	0.09485
	E. Estándar	0.00302**	0.00922**	0.007544**	0.009245**	0.009**	0.010082**
	ET($\beta_1=1$)	-56.84**					
TAM2	Estadístico	1.02346	0.13612	0.03056	-0.1436	-0.11039	-0.03972
	E. Estándar	0.002692**	0.009935**	0.011156**	0.010798**	0.010399**	0.0111795**
	ET($\beta_2=1$)	8.7127**					
TAM3	Estadístico	0.9739	-0.17382	-0.06677	-0.06038	-0.02784	0.0613
	E. Estándar	0.002805**	0.009623**	0.009825**	0.009351**	0.010671**	0.011405**
	ET($\beta_3=1$)	-9.303**					
TAM4	Estadístico	1.09879	-0.72819	-0.2385	-0.03718	0.00285	0.11706
	E. Estándar	0.002538**	0.010144**	0.011746**	0.010147**	0.010457	0.012337**
	ET($\beta_4=1$)	38.920**					
TAM5	Estadístico	1.03778	-0.67497	-0.2269	0.02086	0.12645	0.13593
	E. Estándar	0.003832**	0.008361**	0.011717**	0.010555*	0.011756**	0.011177**
	ET($\beta_5=1$)	9.859**					

		CRUZADOS CON LA V. INSTRUMENTAL						BM
		m	SMB	HML	MOM1	MOM3	MOM6	
TAM1	Estadístico	-1.011974	-0.06764	-0.07394	-0.03303	-0.43698	0.07516	0.017922
	E. Estándar	0.08198**	0.05335	0.02885*	0.03031	0.05380**	0.07190	0.000899**
TAM2	Estadístico	-1.305305	0.86689	0.31651	-0.04205	-0.81191	0.13755	0.024156
	E. Estándar	0.107677**	0.04146**	0.04008**	0.04068	0.05388**	0.08779	0.001058**
TAM3	Estadístico	-1.364522	1.06305	0.66799	-0.39781	-0.77466	0.01509	0.022388
	E. Estándar	0.08576**	0.04108**	0.03314**	0.02684**	0.03378**	0.05350	0.000909**
TAM4	Estadístico	-1.599232	1.84546	1.01682	-0.20881	-0.61368	-0.08642	0.026326
	E. Estándar	0.106399**	0.07909**	0.04334**	0.0322**	0.05867**	0.06820	0.001128**
TAM5	Estadístico	-1.549741	1.72568	0.86224	-0.33109	-1.22003	-0.03051	0.033438
	E. Estándar	0.110579**	0.08923**	0.04539**	0.03353**	0.06361**	0.07546	0.00115**

Los estadísticos de este cuadro se calculan a partir de las series de riesgos beta, cruzados e instrumentales condicionales para el mercado (m) y los factores de riesgo de tamaño (SMB), book-to-market (HML), y de momento a 1, 3 y 6 meses (MOM1, MOM3 y MOM6) obtenidas durante la primera fase de la estimación a la Fama y MacBeth para la agrupación por tamaños con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Los estadísticos calculados son: riesgo beta estimado (Estadístico), error estándar del riesgo estimado (E. estándar) y el estadístico T del contraste de la hipótesis nula riesgo beta de mercado igual a uno (ET($\beta_i=1$)). Los asteriscos del error estándar y del estadístico T de contraste indican la significatividad del riesgo beta estimado y del contraste al 5% (*) y 1% (**) respectivamente.

CUADRO 5.B.- Estadísticas descriptivas de los riesgos beta: Tamaño

A) MODELO TRADICIONAL BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad. T	p-valor
gamma 0	0.0018478	0.0002648	6.9762128	0.0000000	10.411707	0.0000000
gamma 1	-0.000863	0.000242	-3.560673	0.0003700	-7.374687	0.0000000

B) MODELO CONDICIONAL BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad T	p-valor
gamma 0	0.0016011	0.0003985	4.0179669	0.0000587	2.9206269	0.0034934
gamma 1	0.0045403	0.0019739	2.3002205	0.0214357	1.6720112	0.0945221
gamma 2	-0.007279	0.0013241	-5.497021	3.872E-08	-3.995739	0.0000645
gamma 3	0.0214667	0.0037844	5.6724016	1.412E-08	4.1232217	0.0000374

C) MODELO PRIMA VARIABLE BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad T	p-valor
gam 0 1	-0.00619	0.47565	-0.01301	0.98962	-0.01262	0.98993
gam 0 2	0.01421	0.90438	0.01571	0.98747	0.01524	0.98784
gam 0 3	-0.01175	0.70877	-0.01658	0.98677	-0.01608	0.98717
gam 1 1	-0.02616	0.54928	-0.04763	0.96201	-0.04620	0.96315
gam 1 2	0.08656	0.91719	0.09438	0.92481	0.09154	0.92706
gam 1 3	0.22446	0.75673	0.29661	0.76676	0.28768	0.77359

H₀	SIN CORRECCIÓN		CON CORRECCIÓN	
	Estadístico F	p-valor	Estadístico F	p-valor
gam 0 1=0	0.17079	0.67942	0.16066	0.68856
gam 0 2=gam 0 3=0	0.08151	0.92173	0.07667	0.92619
gam 1 1=0	1.38344	0.23955	1.30142	0.25399
gam 1 2=0	1.88638	0.16965	1.77453	0.18286
gam 1 3=0	28.21481	0.00000	26.54187	0.00000
gam 1 2=gam 1 3=0	15.05053	0.00000	14.15814	0.00000
gam 0 1=gam 1 1=0	0.77712	0.45976	0.73104	0.48144
gam 0 2=gam 0 3 =gam 1 2=gam 1 3=0	7.56602	0.00000	7.11741	0.00001

En este cuadro se presentan los resultados de la estimación a la fama y MacBeth de los modelos: CAPM tradicional básico (panel a), CAPM condicional básico (panel b), y CAPM con prima variable básico (panel c) para la agrupación por sectores con datos del mercado de capitales español correspondientes al periodo comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Para cada modelo y prima al riesgo se obtienen: estimador de la prima (Estimador), error estándar del estimados (E. Estándar), estadístico T del contraste (Estad. T) y su significatividad (p-valor), y, y estadístico T del contraste (Estad. T) y su significatividad (p-valor) una vez aplicada la corrección de Shanken (columna CON CORRECCIÓN). Adicionalmente, para el modelo CAPM con prima variable básico se obtienen los estadísticos F (Estadístico F) y su significatividad (p-valor), y los estadísticos F (Estadístico F) y su significatividad (p-valor) una vez aplicada la corrección de Shanken (columna CON CORRECCIÓN) para algunas hipótesis nulas de interés (la hipótesis nula aparece reflejada en la columna H₀). Los asteriscos del error estándar y del estadístico F indican la significatividad de la prima al riesgo estimada y del contraste indicado bajo la columna H₀ al 5% (*) y 1% (**) respectivamente

CUADRO 6.A.- Selección de modelos estimados: Sectores

A) MODELO TRADICIONAL BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad T	p-valor
gamma 0	0.0020501	0.0001859	11.027070	0.0000000	11.006999	0.0000000
gamma 1	-0.001191	0.0001634	-7.290237	0.0000000	-7.276968	0.0000000

B) MODELO CONDICIONAL BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad T	p-valor
gamma 0	0.0023901	0.0002773	8.6205117	0.0000000	6.4541226	0.0000000
gamma 1	-0.006316	0.0013780	-4.583314	0.0000004	-3.431499	0.0006004
gamma 2	-0.002653	0.0009343	-2.840067	0.004510	-2.126340	0.0334748
gamma 3	0.0365079	0.0037251	9.8005816	0.0000000	7.3376335	0.0000000

C) MODELO PRIMA VARIABLE BÁSICO

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad T	p-valor
gam 0 1	-0.00126	0.00622	-0.20289	0.83922	-0.19764	0.84333
gam 0 2	0.05669	0.01852	3.06149	0.00220	2.98226	0.00286
gam 0 3	0.04284	0.01100	3.89498	0.00010	3.79418	0.00015
gam 1 1	-0.02967	0.00614	-4.83348	0.00000	-4.70839	0.00000
gam 1 2	0.03919	0.01934	2.02595	0.04277	1.97352	0.04844
gam 1 3	0.14476	0.01057	13.69609	0.00000	13.34165	0.00000

H₀	SIN CORRECCIÓN		CON CORRECCIÓN	
	Estadístico F	p-valor	Estadístico F	p-valor
gam 0 1=0	0.00640	0.93626	0.00607	0.93790
gam 0 2=gam 0 3=0	1.77189	0.17008	1.68137	0.18618
gam 1 1=0	3.65003	0.05610	3.46355	0.06277
gam 1 2=0	0.49238	0.48289	0.46722	0.49429
gam 1 3=0	31.33411	0.00000	29.73328	0.00000
gam 1 2=gam 1 3=0	15.91361	0.00000	15.10060	0.00000
gam 0 1=gam 1 1=0	1.82821	0.16076	1.73481	0.17650
gam 0 2=gam 0 3 =gam 1 2=gam 1 3=0	8.84275	0.00000	8.39098	0.00000

En este cuadro se presentan los resultados de la estimación a la fama y MacBeth de los modelos: CAPM tradicional básico (panel a), CAPM condicional básico (panel b), y CAPM con prima variable básico (panel c) para la agrupación por tamaños con datos del mercado de capitales español correspondientes al periodo comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Para cada modelo y prima al riesgo se obtienen: estimador de la prima (Estimador), error estándar del estimados (E. Estándar), estadístico T del contraste (Estad. T) y su significatividad (p-valor), y, y estadístico T del contraste (Estad. T) y su significatividad (p-valor) una vez aplicada la corrección de Shanken (columna CON CORRECCIÓN). Adicionalmente, para el modelo CAPM con prima variable básico se obtienen los estadísticos F (Estadístico F) y su significatividad (p-valor), y los estadísticos F (Estadístico F) y su significatividad (p-valor) una vez aplicada la corrección de Shanken (columna CON CORRECCIÓN) para algunas hipótesis nulas de interés (la hipótesis nula aparece reflejada en la columna H₀). Los asteriscos del error estándar y del estadístico F indican la significatividad de la prima al riesgo estimada y del contraste indicado bajo la columna H₀ al 5% (*) y 1% (**) respectivamente

CUADRO 6.B.- Selección de modelos estimados: Tamaños

A) R² AJUSTADOS: SECTORES						
	BÁSICOS			TRADICIONALES		
	Trad.	Cond.	P. Vble	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
Media	0.00801	0.03022	0.08291	0.0134	0.18193	0.04334
Desv. estándar	0.03391	0.06458	0.09867	0.05615	0.15426	0.08098
Q(2.5%)	-0.01427	-0.03794	-0.05609	-0.04114	-0.03304	-0.06652
Q(97.5%)	0.1049	0.20539	0.32401	0.16391	0.61313	0.24333
Pr(R²≤0.005)	0.67389	0.44895	0.22775	0.5736	0.08386	0.36408
Pr(R²≥0.01)	0.02709	0.13802	0.37731	0.07869	0.65895	0.20812

	CONDICIONALES			PRIMA VARIABLE	
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	Crecimiento	Inversión
Media	0.06655	0.21448	0.1068	0.21452	0.17329
Desv. estándar	0.09216	0.1589	0.1339	0.16081	0.1674
Q(2.5%)	-0.07041	-0.0231	-0.11804	-0.06716	-0.13136
Q(97.5%)	0.27056	0.62174	0.40855	0.553	0.50048
Pr(R²≤0.005)	0.28983	0.06078	0.24431	0.09221	0.17541
Pr(R²≥0.01)	0.32848	0.74095	0.47677	0.73941	0.63358

B) R² AJUSTADOS: TAMAÑOS						
	BÁSICOS			TRADICIONALES		
	Trad.	Cond.	P. Vble	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
Media	-0.00593	0.01447	0.08244	-0.00908	0.22608	0.02365
Desv. estándar	0.00843	0.04465	0.09462	0.02552	0.18097	0.06404
Q(2.5%)	-0.01136	-0.03193	-0.0446	-0.03344	-0.0218	-0.05636
Q(97.5%)	0.01989	0.13059	0.31798	0.04959	0.70278	0.181
Pr(R²≤0.005)	0.91478	0.52963	0.23704	0.78426	0.06866	0.47986
Pr(R²≥0.01)	0.00000	0.04909	0.37178	0.0087	0.72241	0.12202

	CONDICIONALES			PRIMA VARIABLE	
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	Crecimiento	Inversión
Media	0.02903	0.24926	0.07043	0.22902	0.14069
Desv. estándar	0.06746	0.18073	0.09692	0.14625	0.13156
Q(2.5%)	-0.06322	-0.0122	-0.07683	-0.03054	-0.08668
Q(97.5%)	0.18217	0.7177	0.29341	0.55015	0.44103
Pr(R²≤0.005)	0.42797	0.04661	0.27792	0.04513	0.14955
Pr(R²≥0.01)	0.15236	0.76664	0.34367	0.81355	0.58731

En este cuadro se resumen los valores del coeficiente de determinación ajustado obtenidos en la segunda fase de la estimación a la Fama y MacBeth, con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000, de los 11 modelos: CAPM tradicional básico (BÁSICOS:Trad.), CAPM tradicional de tres factores (TRADICIONALES:3 Fact.), CAPM tradicional de tres factores y momento (TRADICIONALES: 3 Fact.+ Mom.), CAPM tradicional de cuatro factores (TRADICIONALES: 4 Fact.), CAPM condicional básico (BÁSICOS:Cond.), CAPM condicional de tres factores (CONDICIONALES:3 Fact.), CAPM condicional de tres factores y momento (CONDICIONALES: 3 Fact.+ Mom.), CAPM condicional de cuatro factores (CONDICIONALES: 4 Fact.), CAPM de prima variable básico (BÁSICO: P. Vble.), CAPM de prima variable con enfoque crecimiento (PRIMA VARIABLE: Crecimiento), y CAPM de prima variable con enfoque inversión (PRIMA VARIABLE: Inversión) para las agrupaciones por sector (panel a) y tamaño (panel b). Los estadísticos obtenidos son: la media (Media), desviación estándar (Desv. estándar), cuantil al 2.5% (Q(2.5%)), cuantil al 97.5% (Q(97.5%)) y las probabilidades asociadas a los sucesos $R^2 \leq 0.005$ ($Pr(R^2 \leq 0.005)$) y $R^2 \geq 0.01$ ($Pr(R^2 \geq 0.01)$).

CUADRO 7.A.- Medidas de diagnóstico condicionales de los modelos estimados: R² ajustados.

A) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: SECTORES

	BÁSICOS			TRADICIONALES		
	Trad.	Cond.	P. Vble.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	0.00223	-3.16933	-0.27822	-0.00823	0.01979	-0.02936
(Nulo)-(m)	12.62641**	-8086.81026	-1390.32187	-46.43467	113.192624**	-163.90378
(Base)-(m)				-59.06108	100.56622**	-176.53019
(FF)-(m)					159.62730**	-117.46911
(Trad)-(m)		-8088.72847	-20130.18046			
ET(E_u=0)	-0.00006	-0.01764	0.00464	-0.00095	-0.00075	-0.00074
	0.00024	0.00049**	0.00141**	0.00024**	0.00024**	0.00024**
	0.00024	0.00067**	0.00145**	0.00027**	0.00026**	0.00031*
E_{CV}	26.60827**	26.60827**	10.80199**	9.86347**	9.66017**	9.65385**
E_{CM}	0.82910	6.34554**	15.93107**	1.07742*	1.09066*	1.44212**

	CONDICIONALES			PRIMA VARIABLE	
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	Crecimiento	Inversión
D	-1.95667	-3.04914	-6.22583	-0.45638	-2.33132
(Nulo)-(m)	-6140.13782	-7921.13309	-11201.47645	-2129.39249	-6815.87674
(FF)-(m)	1946.67245**	165.67718**	-3114.66618		
(Base)-(m)		-1780.99527	-5061.33863	-739.07062	-5425.55486
(Trad)-(m)	-6082.99494	-8023.61751	-11026.86446	-20810.19	-25656.30154
ET(E_u=0)	-0.01210	-0.01390	-0.01064	0.01261	0.03484
	0.00041**	0.00048**	0.00064**	0.00151**	0.00228**
	0.00054**	0.00122**	0.00595	0.00158**	0.01322**
E_{CV}	14.95541**	16.53752**	11.08253**	13.90767**	6.07690**
E_{CM}	5.85561**	5.66818**	5.66867**	15.78853**	8.84941**

B) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: TAMAÑOS

	BÁSICOS			TRADICIONALES		
	Trad.	Cond.	P. Vble.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	0.00012	-0.61565	-0.32890	-0.00769	0.01009	-0.02182
(Nulo)-(m)	0.87504	-3396.53760	-2013.23496	-54.21406	71.82266**	-152.84640
(Base)-(m)				-55.08910	70.94762**	-153.72144
(FF)-(m)					126.03672**	-98.63234
(Trad)-(m)		-3476.41048	-28131.7315			
ET(E_u=0)	0.00000	0.00008	0.00004	0.00036	0.00029	0.00049
	0.00015	0.00019	0.00110	0.00015*	0.00015	0.00015**
	0.00015	0.00026	0.00113	0.00017*	0.00016	0.00019**
E_{CV}	5.56850**	5.51009**	8.35450**	5.41120**	5.25251**	5.30941**
E_{CM}	0.85253	4.77007**	18.85520**	1.48252**	1.17043**	1.78390**

	CONDICIONALES			PRIMA VARIABLE	
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	Crecimiento	Inversión
D	-0.32978	-3.33317	-1.74331	-0.33846	-3.02917
(Nulo)-(m)	-2017.90361	-10381.39738	-7144.90081	-2063.93352	-9866.40993
(Base)-(m)	1378.63398**	-6984.85978	-3748.36322	-50.69855	-7853.17497
(FF)-(m)		-8363.49377	-5126.99720		
(Trad)-(m)	-2042.68739	-10532.21788	-7071.05225	-28127.34093	-36055.8541
ET(E_u=0)	0.00525	-0.00647	0.01641	0.00593	0.07363
	0.00018**	0.00032**	0.00025**	0.00111**	0.00192**
	0.00061**	0.00099**	0.00182**	0.00119**	0.00622**
E_{CV}	4.79377**	8.33124**	8.11162**	7.30469**	4.31859**
E_{CM}	3.85921**	6.82264**	4.33247**	18.50782**	11.93952**

En este cuadro se presentan las medidas de diagnosis marginal sugeridas en el artículo para comparar los modelos: CAPM tradicional básico (BÁSICOS:Trad.), CAPM tradicional de tres factores (TRADICIONALES:3 Fact.), CAPM tradicional de tres factores y momento (TRADICIONALES: 3 Fact.+ Mom.), CAPM tradicional de cuatro factores (TRADICIONALES: 4 Fact.), CAPM condicional básico (BÁSICOS:Cond.), CAPM condicional de tres factores (CONDICIONALES:3 Fact.), CAPM condicional de tres factores y momento (CONDICIONALES: 3 Fact.+ Mom.), CAPM condicional de cuatro factores (CONDICIONALES: 4 Fact.), CAPM de prima variable básico (BÁSICO: P. Vble.), CAPM de prima variable con enfoque crecimiento (PRIMA VARIABLE: Crecimiento), y CAPM de prima variable con enfoque inversión (PRIMA VARIABLE: Inversión) para las agrupaciones por sector (panel a) y tamaño (panel b) y el período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. Los estadísticos presentados son: el estadístico D (D); los contrastes de ratio de verosimilitud del modelo nulo frente a cada uno de los modelos CAPM estimados ((Nulo)-(m)), del modelo básico de cada categoría frente a los restantes ((Base)-(m)), del modelo de tres factores respecto a los restantes ((FF)-(m)), y del modelo tradicional frente a los restantes modelos((Trad)-(m)); el contraste T de media de errores igual a cero sin y con corrección de errores de medida (ET(E_e=0): se calculan estadístico media y error estándar sin corrección –fila2– y con corrección –fila3–); y los contrastes de cambio estructural en varianzas (E_{CV}) y medias (E_{CM}) de la serie de errores marginales. Los asteriscos indican la significatividad de los correspondientes contrastes al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 7.B.- Medidas de diagnóstico marginales de los modelos estimados

A) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y CONTRASTE: RIESGO BETA DE MERCADO

	FINAN.	INDUS.	N. MER.	UTIL.
Estadístico	0.002297	9.82E-05	-0.001208	0.014458
E. estándar	0.002122	0.003034	0.003156	0.005437**
r(1)	0.99	0.989	0.991	0.977
r(2)	0.982	0.983	0.985	0.962
r(3)	0.975	0.976	0.978	0.945
ADF	-1.29134	-1.41077	-0.01500	-2.96470*
$EJi^2(a_k=0, \forall k)$	11.10719	15.7871*	10.07975	20.24113**

B) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: PRIMA AL RIESGO DE MERCADO

	GAMMA_TRAD	GAMMA_COND	GAMMA_P_VBLE
Estadístico	-3.42E-05	-8.57E-05	0.00022
E. estándar	5.41E-05	0.000585	0.000493
r(1)	0.961	0.897	0.907
r(2)	0.91	0.788	0.811
r(3)	0.86	0.687	0.715
ADF	-6.54274**	-7.94199**	-7.73849**

C) CONTRASTES PRIMAS AL RIESGO BETA DE MERCADO

		Ec. [36]	Ec. [32]	Ec. [33]	Ec. [34]	Ec. [35]
GAMMA TRAD.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	1.15493				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		8.06475	14.37898*	33.34315**	28.56945**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		0.74155	0.82269	2.39312	0.46205
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			9.26407	29.69651	34.34898*
GAMMA COND.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	1.59979				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		28.27845	34.50581**	28.83357**	30.39665**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		3.3437	8.00031	8.77103	4.64199
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			18.16598*	39.34629**	33.04315*
GAMMA P. VBLE.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	0.07161				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		22.37208**	21.21365**	4.59454	19.31429**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		5.59437	4.94536	8.12659	16.22333**
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			35.73909**	36.54542**	104.352**

En este cuadro se vuelven a recalcular para la agrupación por sectores, con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000, y atendiendo a la estructura dinámica de las series condicionales, los riesgos de mercado (panel a) y las primas al riesgo de mercado de los modelos CAPM tradicional básico (panel b: GAMMA_T), condicional básico (panel b: GAMMA_C), y de prima variable básico (panel b: GAMMA_P_VBLE), el error estándar y su significatividad con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. El estudio se completa con la obtención de las autocorrelaciones de orden 1, 2 y 3 (r(1) a r(3)) y el estadístico aumentado de raíz unitaria de Dickey-Fuller (ADF) de estas series condicionales, y los contrastes sobre los resultados de la estimación de las regresiones [31] (panel a: $EJi^2(a_k=0, \forall k)$), [32]-[35] (panel c: $EJi^2(c_k=0, \forall k)$, $EJi^2(d_k=0, \forall k)$ y $EJi^2(f_k=0, \forall k)$) y [36] (panel c: $EJi^2(\gamma a = \gamma b)$). Los asteriscos indican el nivel de significatividad del correspondiente estadístico y contraste al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 8.A.- Análisis temporal de las series condicionales de los riesgos y primas de mercado: Sectores

A) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y CONTRASTE: RIESGO BETA DE MERCADO

	TAM1	TAM2	TAM3	TAM4	TAM5
Estadístico	0.026585	0.009772	0.006186	0.02203	0.00201
E. estándar	0.013071*	0.004067*	0.003293	0.006922**	0.004193
r(1)	0.97400	0.98200	0.98600	0.97400	0.98200
r(2)	0.95600	0.96800	0.97700	0.95700	0.96900
r(3)	0.93600	0.95700	0.96900	0.94000	0.95500
ADF	-3.52341**	-2.02295	-2.29456	-2.79094	-0.75723
$EJi^2(a_k=0, \forall k)$	5.81269	6.95651	12.72797	9.47583	5.47718

B) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: PRIMA AL RIESGO DE MERCADO

	GAMMA_TRAD	GAMMA_COND	GAMMA_P_VBLE
Estadístico	-9.81E-05	-4.30E-05	-0.00014
E. estándar	5.15E-05	0.000554	0.000585
r(1)	0.93300	0.89700	0.83800
r(2)	0.85800	0.80300	0.68300
r(3)	0.78700	0.72600	0.57300
ADF	-7.04546**	-8.73554**	-9.15737**

C) CONTRASTES PRIMAS AL RIESGO BETA DE MERCADO

		Ec. [36]	Ec. [32]	Ec. [33]	Ec. [34]	Ec. [35]
GAMMA TRAD.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	0.06194				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		12.37941	19.05579**	31.76453**	21.40544**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		13.13942*	10.26896	10.69719	4.08208
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			5.170000	20.53058	27.51876
GAMMA COND.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	2.36498				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		11.37112	10.846	8.316593	22.25456**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		12.2582*	9.6572	9.413352	4.07342
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			18.95545*	20.89289	67.20103**
GAMMA P. VBLE.	$EJi^2(\gamma a = \gamma b)$	8.75138**				
	$EJi^2(c_k=0, \forall k)$		15.47728*	71.31644**	38.12301**	32.21327**
	$EJi^2(d_k=0, \forall k)$		8.29771	12.94734*	11.02313*	8.20405
	$EJi^2(f_k=0, \forall k)$			64.03143**	59.9073**	56.85743**

En este cuadro se vuelven a recalcular para la agrupación por tamaños, con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000, y atendiendo a la estructura dinámica de las series condicionales, los riesgos de mercado (panel a) y las primas al riesgo de mercado de los modelos CAPM tradicional básico (panel b: GAMMA T), condicional básico (panel b: GAMMA C), y de prima variable básico (panel b: GAMMA P_VBLE), el error estándar y su significatividad con datos del mercado de capitales español correspondientes al período comprendido del 1/01/1995 al 31/12/2000. El estudio se completa con la obtención de las autocorrelaciones de orden 1, 2 y 3 (r(1) a r(3)) y el estadístico aumentado de raíz unitaria de Dickey-Fuller (ADF) de estas series condicionales, y los contrastes sobre los resultados de la estimación de las regresiones [31] (panel a: $EJi^2(a_k=0, \forall k)$), [32]-[35] (panel c: $EJi^2(c_k=0, \forall k)$, $EJi^2(d_k=0, \forall k)$ y $EJi^2(f_k=0, \forall k)$) y [36] (panel c: $EJi^2(\gamma a = \gamma b)$). Los asteriscos indican el nivel de significatividad del correspondiente estadístico y contraste al 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 8.B.- Análisis temporal de las series condicionales de los riesgos y primas de mercado: Tamaños

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau