

Los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* en el mercado de capitales español: explicaciones racionales y efecto en la formación del precio *

Size, Book-to-Market and Momentum Factors in the Spanish Stock Market: Rational Explanations and Stock Pricing

Begoña Font-Belaire **. Universitat de València

Alfredo Juan Grau-Grau. Universitat de València

RESUMEN ¿Pueden el efecto tamaño, *book-to-market* y *momentum* 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 y el impacto de estos efectos sobre los riesgos y primas al riesgo de mercado. 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.

PALABRAS CLAVE Anomalías; Riesgos y primas al riesgo variables en el tiempo; Rendimientos variables en el tiempo.

ABSTRACT Can size, book-to-market and momentum be risk factors that explain the returns in the Spanish Capital Market? This article attempts to get an answer to this issue studying two competitive rational hypothesis, and their impact on beta and risk premium. Our findings stress the importance of the role played by the conditional analysis of beta and risk prices 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 for predict economic growth, and explaining risks associated to the firms' strategies of investment.

KEY WORDS Anomalies; Time-varying betas and risk prices; Time-varying returns.

1. INTRODUCCIÓN

Las evidencias empíricas sobre «anomalías» en el proceso de valoración del precio de los activos en los mercados de capitales documentadas desde los años 80 hasta la actualidad son

* Una versión previa de este trabajo con el título « Contribución de los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* a la valoración de activos: el caso español» fue presentada en el XIII Foro de Finanzas y publicada como documento de trabajo 210/2005 por FUNCAS. Los autores desean agradecer expresamente las observaciones y sugerencias realizadas por el comentarista del trabajo y asistentes a la sesión durante el Congreso y la ayuda recibida de FUNCAS dentro del Programa Estimulo a la Investigación desarrollado por esta entidad.

** Dirección para correspondencia: Begoña Font Belaïre, Departamento de Matemáticas para la Economía y la Empresa, Avda. de los Naranjos, s/n, Edificio Departamental Oriental, 46071 Valencia (España). Tel. 34-96-382 83 66, Correo-e: Maria.B.Font@uv.es

muy abundantes y ponen en tela de juicio la hipótesis de eficiencia. Revisando brevemente la literatura destaquemos entre estas el efecto tamaño 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* 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 *momentum* a medio plazo y contrario en el largo plazo documentado por: DeBondt 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 por Forner y Marhuenda [2003a,b] para el mercado de capitales español.

La persistencia temporal y espacial de estos efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* y sus implicaciones en la predicción de los rendimientos en el corto plazo, ha conducido a una abundante investigación sobre la naturaleza de estos efectos que oscila entre explicaciones de tipo racional y conductistas. Citando los trabajos más relevantes, Fama y French [1993, 95, 96] defienden una explicación racional para los factores tamaño y *book-to-market* introducidos en su modelo de valoración de tres factores (véase Fama y French [1993]) como primas de un riesgo relativo a las expectativas de pérdida de las firmas que será avalada posteriormente por el modelo teórico de Berk, Green y Naik [1999]. En cambio, la interpretación del efecto *momentum* como factor de riesgo esta sujeta a una mayor discusión y oscila entre explicaciones racionales avaladas por los resultados de Conrad y Kaul [1998], Liew y Vassalou [2000] y los modelos teóricos 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] y Hong, Lim y Stein [2000]. Y ante la ausencia de resultados concluyentes en una u otra dirección, la literatura más reciente apunta a la necesidad de un enfoque de análisis condicional, citemos como ejemplo los trabajos de: Ferson y Harvey [1991, 99], Wu [2002], Tai [2003] y Petkova y Zhang [2005].

La explicación de los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* y su análisis han acaparado poca atención en el mercado de capitales español. Citando los trabajos y resultados más relevantes en orden cronológico: Rubio [1988] 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] constata, usando datos diarios para el período 1993-98, la mejora de las predicciones de los rendimientos cuando se considera junto al riesgo beta, una variable tamaño y el ratio de valoración de los beneficios. Miralles y Miralles [2003], con datos mensuales de rentabilidades para el período 1998-2002 y considerando como base el modelo de tres factores, 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 *momentum*. Forner y Marhuenda [2003b, 04] realizan para el período 1963-2000 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 aunque encuentra pocas evidencias para justificar que son factores de riesgo.

El objetivo de este trabajo es estudiar desde una perspectiva condicional la capacidad de los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* para explicar los riesgos específicos de los activos, su riesgo beta y prima al riesgo de mercado y, a través de éstos, el rendimiento de los activos. A la vez que se analizan las explicaciones racionales sobre la naturaleza de estos efectos. El estudio, realizado con datos de frecuencia diaria para acentuar el efecto de los factores en la formación condicional de expectativas sobre los activos, obtiene evidencias estadísticas significativas a favor de las dos explicaciones racionales consideradas y sobre la capacidad de estos factores, y en especial del factor *momentum* en cestas sectoriales, para explicar riesgos específicos, la dinámica de los riesgos beta de mercado y sobre todo de las primas al riesgo de mercado. Al final del estudio, la estimación condicional de un modelo que incluye junto al riesgo de mercado, riesgos asociados al tamaño y *book-to-market* y el factor *momentum* a uno, tres y seis meses (el mejor modelo entre un amplio grupo de modelos de mercado) resume el efecto conjunto de estos factores sobre los rendimientos.

Este artículo se organiza en cinco apartados incluida la presente introducción. En el segundo apartado se describen las series de datos y se hace un apunte sobre los procedimientos estadísticos aplicados. En el apartado tercero se analiza si existe un riesgo específico significativo asociado a las carteras de tamaño y/o sector para estudiar seguidamente en qué medida esos riesgos pueden ser explicados por los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* como factores de riesgo y/o predictores del crecimiento económico. En el apartado cuatro se estudia cómo esta capacidad explicativa sobre los riesgos específicos se traslada, a través de los riesgos y primas al riesgo de mercado condicionales, a los rendimientos de los activos. Y en el apartado cinco se finaliza con las conclusiones del estudio.

2. DATOS Y RESUMEN METODOLÓGICO

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 este período⁽¹⁾. 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 elaboradas por Intertell Economía. Y los tipos repo a un día se obtuvieron a través del Banco de España.

La elección en este estudio de una frecuencia de los datos diaria va a permitir establecer un punto común para discutir la relación entre los trabajos que analizan los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* como anomalías del mercado desde la perspectiva de los modelos de valoración de activos⁽²⁾ y aquellos que analizan estas anomalías en relación a sus efectos sobre la volatilidad y por extensión sobre la beta y prima de riesgo mediante modelos de volatilidad condicional. A la vez que permite analizar estas anomalías en la frecuencia en el que las evidencias estadísticas son más significativas (véase French, Schwert

(1) La elección de los activos como componentes del Ibex-35, el índice de referencia del mercado de capitales español, durante el período en estudio garantiza la representatividad en el mercado de las empresas consideradas.

(2) Que en estudios recientes han empezado a aplicar rendimientos diarios o semanales para recoger el efecto de la incorporación de la información en el mercado, citemos: Gibbons y Ferson [1985], Giovannini y Jorion [1989], Chan, Karolyi y Stulz [1992], Lewellen y Nagel [2003], y Menéndez [2000] en un estudio sobre los determinantes de la rentabilidad de las acciones en el mercado de capitales español.

y Stambaugh [1987]) y obtener de forma directa (sin tener que especificar el conjunto de información condicional) las series condicionales de los riesgos (véase Lewellen y Nagel [2006]) y primas de riesgo de mercado.

Aunque la frecuencia diaria de los datos va a permitir considerar fuentes de variaciones en los riesgos y primas al riesgo que no se podrían captar con una periodicidad mensual o trimestral, también tiene dos inconvenientes importantes que merecen cierta reflexión. En primer lugar, es fácil comprobar (véase Levhari y Levy [1977] y Handa, Kothari y Wasley [1989]) que las alphas y betas calculadas con datos de distinta frecuencia van a diferir (al menos ligeramente) por efecto de la propia transformación de los rendimientos de una a otra frecuencia. Y en segundo lugar, también es conocido (véase Lo y MacKinlay [1990]) que el efecto de la asincronía tiene un mayor impacto en el cómputo de las betas en frecuencias altas.

Estas críticas, que en principio pueden cuestionar la validez de los resultados de este trabajo creemos que en realidad tienen un impacto menor sobre los mismos. Lewellen y Nagel [2006] a partir de carteras formadas por rendimientos diarios de los activos negociados en NYSE y Amex obtienen que los promedios anualizados de los excesos de rendimientos estimados usando datos de frecuencia diaria, semanal y mensual (véase Tabla 2, pp. 300) oscilan en un rango del 0,13, 0,07 y 0,02% para las carteras SMB, HML y momentum respectivamente, los promedios de las series condicionales de las alphas con datos diarios y mensuales (véase Tabla 3, pp. 301) en un rango del 0,4, 0,06 y 0,22%, y los promedios de las series condicionales de las betas (véase Tabla 4, pp. 303) en un rango del 0,52, 0,01, y 0,19%. Y Font y Baixauli [2001] obtienen evidencias empíricas mínimas de negociación infrecuente para el índice Ibex-35. Nuestras carteras, están formadas por empresas líquidas, al igual que en el trabajo de Lewellen y Nagel [2006] y el efecto de la negociación infrecuente no deber tener mucha influencia sobre los resultados presentados dada la elevada correlación entre las carteras equiponderada (91,07%) y ponderada (97,66%) de nuestros activos con el índice Ibex-35, y por tanto no son esperables mayores desviaciones que las observadas por Lewellen y Nagel [2006] sino posiblemente menores por la corrección realizada en el proceso de estimación de las estructuras dinámicas en las varianzas.

Adicionalmente, para analizar la evolución de la economía española se obtuvieron a través del Instituto Nacional de Estadística (INE) las series marco-económicas indicadas y en precios constantes⁽³⁾: producto interior bruto, trimestral (PIB); salarios industria cálculo ajustado, trimestral (SALARIO); ventas totales, mensual, en precios constantes (VENTAS); y renta bruta y mixta, trimestral (RENTA). La información necesaria para la construcción de las carteras de activos y la variable instrumental indicadora del ciclo económico se obtuvo a través de datos publicados por la Comisión Nacional del Mercado de Valores y la Bolsa de Madrid.

2.1. CARTERAS DE MERCADO Y DE ACTIVOS, FACTORES Y VARIABLE INSTRUMENTAL

En este estudio empleamos como cartera de mercado la cartera equiponderada de los activos, y agrupamos los activos en dos categorías: sector y tamaño. Estas elecciones están

(3) Las series se transformaron a precios constantes mediante el índice armonizado de precios de consumo que también se obtuvo a través del INE.

motivadas por la literatura previa. Elegimos la cartera equiponderada como cartera de mercado porque es la cartera empleada habitualmente en los trabajos de valoración de activos⁽⁴⁾ (véase, por ejemplo, Rubio [1988] y Nieto [2004] para el mercado de capitales español) y los resultados usando las carteras equiponderada y ponderada son muy similares (véase, por ejemplo, Rubio [1988]). Y agrupamos los activos en carteras por sector y tamaño para captar el diferente impacto de los distintos efectos por sector (Moskowitz y Grinblatt [1999] observan un componente *momentum* específico a nivel industria) y por tamaño (Conrad, Gultekin y Kaul [1991] defienden una predictibilidad de la volatilidad condicional asimétrica de empresas grandes a pequeñas).

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⁽⁵⁾ de modo que el peso asignado a cada activo se actualiza mensualmente y es igual al cociente del promedio para el mes anterior de la capitalización de cada activo sobre el total de promedios mensuales del sector al que pertenece. La categoría tamaño 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⁽⁶⁾ que forma parte de la misma.

Los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* se contabilizan mediante los rendimientos de cinco carteras que denotaremos: factor tamaño (SMB), factor *book-to-market* (HML), factor *momentum* a un mes (MOM1), factor *momentum* a tres meses (MOM3) y factor *momentum* a seis 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-market* 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-market*⁽⁸⁾ 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 *momentum* a uno, tres y seis 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 uno, tres y seis meses y se obtienen calculando los excesos de rendimientos

(4) Esta similitud en los resultados es independiente de la frecuencia considerada y los autores pueden facilitar vía e-mail (maria.b.font@uv.es) los resultados de la estimación con datos diarios de los modelos de mercado estático y condicional para este periodo de análisis.

(5) En la construcción de las carteras por sector ponderamos por capitalización porque buscamos una medida de la rentabilidad del sector y a él pueden pertenecer empresas muy pequeñas o muy grandes.

(6) En este caso, no ponderamos por capitalización porque asumimos que hay una homogeneidad de tamaño en las empresas asignadas a cada cartera.

(7) 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].

(8) 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.

estimados de cada activo⁽⁹⁾ respecto al modelo de mercado y clasificando, de acuerdo con esta variable para datos de hace uno, tres ó seis meses, los activos en tres categorías con el mismo número de empresas. Notemos, en este punto, que estos factores momentum recogen a la vez el efecto momentum propiamente dicho (cuando son positivos) y el efecto contrario (cuando son negativos).

El Cuadro 1: 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 respectivamente. A partir del estudio de los resultados para las series de rendimientos de la cartera equiponderada observamos que: *i)* Los excesos respecto a la cartera de mercado son significativos al 5% y positivos; *ii)* La serie de rendimientos de mercado presenta cambios significativos (al 1%) en varianzas pero no en medias, y *iii)* No se observan efectos estacionales día de la semana ni enero significativos. Las estadísticas descriptivas para las series de rendimientos de activos para sector y tamaño indican que *iv)* En el período de estudio la renta variable en promedio ha sido preferida a la fija. Por sectores son significativos 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 por tamaños, son significativos al 1% los excesos de rendimientos para la cartera de 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. En relación a los factores de riesgo, *v)* No son significativos al 5% los rendimientos de ninguno de cinco efectos. Aunque sí lo son y positivos algunos de sus componentes: 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 momentum considerados (al 1%), la cartera de empresas intermedias para los efectos momentum a uno y tres meses (al 5%), y las de las empresas perdedoras para los efectos a tres (al 5%) y seis (al 1%) meses. Además, a efectos de interpretación de los resultados de las futuras regresiones tendremos que tener en cuenta que todos los factores salvo MOM1 y MOM6 están significativamente (al 5%) correlacionados entre sí.

Junto con estas carteras hemos calculado, para recoger el ciclo económico, la variable instrumental agregado logarítmico del ratio *book-to-market* (véase en Gráfico 1 la evolución comparada con el índice Ibex-35). Esta variable, que denotaremos *bm*, se obtiene diariamente calculando el logaritmo del promedio de los cocientes entre el valor contable (revisado anualmente) y el valor de mercado (medido por la capitalización bursátil y revisado diariamente) de todas las empresas consideradas en el estudio. La elección de esta variable viene avalada por los trabajos de Nieto [2002] y Nieto y Rodríguez [2002] para el mercado de capitales español.

2.2. METODOLOGÍA APLICADA⁽¹³⁾

Describamos algunos aspectos de la metodología aplicada. En primer lugar señalemos que los modelos de regresión con datos diarios formulados para contrastar las distintas

(9) Estos excesos de rendimientos se obtienen a partir de la ecuación:

$$ER_{it} = R_{it} - r_{ft} - \hat{\beta}_i^m (R_{mt} - r_{ft})$$

donde $\hat{\beta}_i^m$ 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.

hipótesis del trabajo se estiman corrigiendo las estructuras dinámicas en medias y varianzas, ajustando simultáneamente modelos autoregresivos en medias y (G)Arch en varianzas en los retardos suficientes para eliminar las autocorrelaciones en medias y varianzas significativas sin generar estructuras artificiales⁽¹⁰⁾. En la detección de los cambios estructurales en medias y varianzas se aplican las metodologías de detección de cambio estructural de Sansó, Aragón y Carrion-i-Silvestre [2004] para series condicionalmente estocásticas y CUSUM (véase Brown, Durbin y Evans [1995]) respectivamente. Y los contrastes conjuntos se implementan estimando por mínimos cuadrados ordinarios con corrección de errores de Newey-West las correspondientes regresiones con variables ficticias. 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.

Por otra parte, el modelo de mercado y algunas de sus variantes⁽¹¹⁾ (véase Apartado 4.2.) se estiman y contrastan aplicando una variante de la metodología de sección cruzada propuesta por Fama y MacBeth⁽¹²⁾ [1973] que nos permitirá no sólo su estimación sino también la obtención de las series de riesgos beta y primas de riesgo condicionales⁽¹³⁾ a la información disponible en t . La metodología de estimación ha sido la siguiente. En una primera fase se regresan, corrigiendo estructuras dinámicas y con muestras solapadas de tamaño 74, 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, *book-to-market*, y *momentum* a uno, dos y tres meses, la variable instrumental (retardada un día), y los productos de los excesos de rendimientos de mercado y efectos por la variable instrumental. Con lo que se obtienen las series condicionales de riesgos beta de todos los factores considerados. Y en una segunda fase, se estiman por mínimos cuadrados ordinarios para cada agrupación e instante t los rendimientos primero sobre el riesgo beta de mercado estimado y acumulativamente incorporando los otros factores de riesgo, negociación y variable instrumental con muestras de tamaño 72 ó 90 que contienen información temporal de los 18 días anteriores a la fecha. Obteniendo de este modo, las series de primas de riesgo condicional. En el trabajo se distingue entre estimación marginal y condicional de los modelos. Se entiende por estimación marginal aquella que asume que las primas de riesgo son constantes en todo el periodo de estudio y define la prima al riesgo de cada factor como la esperanza marginal de la serie de primas al riesgo que se estima con el estadístico media muestral. Y por estimación condicional aquella que asume que esas

(10) Con una excepción (motivada por la persistencia observada en las series de riesgos y primas al riesgo de mercado), los ajustes realizados para analizar la estructura temporal de las series de riesgos y primas de riesgo de mercado condicionales que se realizan ajustando un AR(5) para modelizar la dinámica de las medias y un GARCH(1,1) para modelizar la de varianzas.

(11) En este trabajo la estimación del modelo de mercado debe considerarse como un procedimiento para la obtención de las series condicionales de riesgos beta y prima de riesgo alternativo a la estimación condicional de las varianzas (riesgo absoluto) y primas (absolutas) de riesgo condicionales mediante la estimación de un modelo GARCH-M sobre los rendimientos: Nuestra ventaja está en obtener directamente (y no como cociente de series condicionales estimadas) el riesgo condicional beta y su prima asociada.

(12) 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 propuestas, 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.

(13) Este procedimiento para obtener las series condicionales es aplicado en Ferson y Harvey [1991, 99] y Lewellen y Nagel [2006].

primas no son constantes en todo el periodo y varían mes a mes, y estima la prima con el estadístico media muestral del correspondiente subperíodo mensual. En ambos casos, la significatividad de los parámetros se evalúa con los estadísticos T sin y con corrección de errores aplicando en este último caso una variante heurística (adaptada a la primera fase de nuestro proceso de estimación) de la corrección en la estimación de los errores de medida⁽¹⁴⁾ propuesta por Shanken [1992].

Para finalizar, la estimación se completa con la diagnosis marginal y condicional de los modelos a partir de las series de residuos que se obtienen al restar al valor observado de los rendimientos el valor estimado marginal o condicionalmente respectivamente. Como medidas de diagnosis se proponen: *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 un modelo de referencia; *ii)* los contrastes de ratio de verosimilitud del modelo de referencia ($m = 0$) frente a cada uno de los modelos estimados, del modelo de mercado ($m = 1$) frente a cada una de las variantes consideradas ($m = 2, 3, 4$), del modelo de tres factores ($m = 2$) frente a las otras dos variantes ($m = 3, 4$) para los modelos de mercado estático y condicionado al ciclo, y de cada variante del modelo estático frente al modelo condicionado 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.

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

Empezaremos nuestro estudio revisando la validez de las explicaciones racionales de los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* como factores cuantificadores de un riesgo asociado a una estrategia de inversión y/o variables predictoras del ciclo económico.

3.1. LOS FACTORES EXPLICAN RIESGOS ASOCIADOS A LAS ESTRATEGIAS DE INVERSIÓN

Para analizar la existencia de un riesgo específico asociado a nuestras carteras y cuantificar la capacidad de los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* para explicar ese riesgo estimamos bajo varios supuestos el alpha de Jensen para cada cartera y contrastamos individual y conjuntamente dentro de cada agrupación la hipótesis nula de que las alphas son iguales entre sí y a la vez iguales a cero. Concretamente, estimamos usando ventanas muestrales de tamaño 74, corrigiendo estructuras dinámicas y asumiendo normalidad, dos grupos de regresiones que representaremos en su forma más general y estimamos bajo varios supuestos empezando sólo por el mercado e incorporando de forma progresiva los restantes factores.

- En el primer grupo, estimamos para todo t y toda cartera j las regresiones:

$$R_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_{j0} + \beta_{j0}^m (R_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{j0}^{SMB} SMB_t + \beta_{j0}^{HML} HML_t + \sum \beta_{j0}^{MOMk} MOMk_t + e_{j,t}, \quad t = t - 74, \dots, t - 1 \quad [1]$$

(14) En este trabajo, los factores de corrección aplicados han sido: $c_1 = \max^2 |\hat{\gamma}_i| \cdot \left(\frac{s^2(\beta^i)}{s^2(e^i)} \right)$, y

$c_2 = \sum_{k=1}^K \max^2 |\hat{\gamma}_i| \cdot \left(\frac{s^2(\beta^k)}{s^2(e^k)} \right)$ donde los promedios se calculan sobre los errores estimados para cada activo o cartera j para el residuo, $s^2(e^i)$, y el parámetro de riesgo beta, $s^2(\beta^i)$, 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 y condicionales.

Bajo los siguientes supuestos: *i)* $\beta_{j(t)}^{SMB} = \beta_{j(t)}^{HML} = 0$, $\beta_{j(t)}^{MOMk} = 0$, $\forall k$; *ii)* $\beta_{j(t)}^{MOMk} = 0$, $\forall k$ y *iii)* sin restricciones, y donde R_{jt} representa el rendimiento de la cartera j en t , r_{jt} es la renta fija en t y $R_{mt} - r_{jt}$ es el exceso de rendimiento de la cartera de mercado sobre la renta fija.

- Y en el segundo, introducimos nuestra variable instrumental como indicador del ciclo económico, y estimamos para todo t y toda cartera j las regresiones:

$$R_{jt} - r_{jt} = \alpha_{j(t)} + \sum \beta_{j(t)}^F F_{\tau} + \sum \beta_{j(t)}^{F \cdot bm} (F_{\tau} \cdot bm_{\tau-1}) + \beta_{j(t)}^{bm} bm_{\tau-1} + e_{jt}, F = R_m - r_f, SMB, HML, MOMk, \tau = t - 74, \dots, t-1 \quad [2]$$

Bajo los siguientes supuestos: *iv)* $\beta_{j(t)}^F = \beta_{j(t)}^{F \cdot bm} = 0$, $F = SMB, HML, MOM1, MOM3, MOM6$; *v)* $\beta_{j(t)}^F = \beta_{j(t)}^{F \cdot bm} = 0$, $F = MOM1, MOM3, MOM6$; *vi)* $\beta_{j(t)}^{F \cdot bm} = 0$, $F = MOM1, MOM3, MOM6$ (tamaño más *book-to-market* más *momentum* en su «acepción negociación»); *vii)* sin restricciones (tamaño más *book-to-market* más *momentum* en su «acepción riesgo»⁽¹⁵⁾) y donde bm_{t-1} es el agregado logarítmico *book-to-market* evaluado en $t-1$.

El rechazo de la hipótesis nula del contraste conjunto de las alphas de Jensen para las regresiones que introducen únicamente el mercado (supuestos *i)* y *iv)*) se interpreta como la existencia de un riesgo específico significativo desde las perspectivas de un modelo de mercado estático y condicional respectivamente. Mientras que, estos contrastes para las regresiones bajo los supuestos *ii)* y *v)* evalúan la capacidad explicativa de estos riesgos a través de los factores tamaño y *book-to-market*, y bajo los supuestos *iii)* y *vi)*-*vii)* la capacidad explicativa incremental sobre la anterior del efecto *momentum*.

El Cuadro 2 en los paneles *a* y *b* resume los resultados obtenidos para los contrastes individuales por cartera (estadístico T y nivel de significatividad) y conjunto (estadístico Ji-cuadrado y nivel de significatividad) para cada una de las situaciones consideradas y las dos agrupaciones. En primer lugar conviene notar que el factor mercado (véase ecuación [1.*i)*]) 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%, y por lo tanto *i)* existen unos riesgos específicos en las carteras por tamaño y sector que no son explicados por el mercado. La incorporación junto al efecto de mercado de la variable instrumental y su efecto cruzado con mercado (véase ecuación [2.*iv)*]) reduce considerablemente el estadístico Ji-cuadrado de contraste conjunto y establece el primer elemento diferencial entre las agrupaciones por sector y tamaño, al aceptarse la hipótesis nula del contraste conjunto para la agrupación tamaño y rechazarse para la agrupación sector al 5% de significatividad. A nivel individual son no significativos los riesgos específicos del sector utilidades y de las carteras por tamaño 1 y 4. De este resultado se derivan dos consecuencias importantes: *ii)* el ciclo de negocio es un factor relevante para explicar estos riesgos, y *iii)* la capacidad explicativa de los riesgos específicos tiene un componente de estructura empresarial. Al proseguir nuestro análisis incorporando los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* observamos que *iv)* los factores tamaño más *book-to-market* no contribuyen de forma significativa ni a nivel conjunto ni individual a eliminar los riesgos es-

(15) La introducción de la variable instrumental permite una descripción condicional de los resultados y la distinción de dos formas de contribución del efecto *momentum* únicamente de forma directa (acepción negociación) o interaccionando con el ciclo económico (acepción riesgo).

(16) El único efecto individual significativo de la inclusión de los factores tamaño y *book-to-market* es que deja de ser significativo (al 5%) el riesgo específico de la cartera por tamaño 5 y en cambio se vuelve significativamente no nulo al 5% el riesgo de la cartera por tamaño 1.

pecíficos detectados (véanse ecuaciones [1.(ii)] y [2.(v)]) en ninguna de las dos agrupaciones. En cambio, la inclusión adicional del efecto *momentum* (véanse ecuaciones [1.(iii)], [2.(vi)] y [2.(vii)]) sí contribuye significativamente a explicar estos riesgos para la agrupación sector. Así aunque los contrastes conjuntos siguen rechazando la hipótesis nula al 1% para las ecuaciones [1.(iii)] y [2.(vi)] y al 5% (reducción de significatividad) para la ecuación [2.(vii)], los riesgos específicos individuales de las carteras nuevo mercado y utilidades se vuelven no significativos (al 5%) en la aproximación estática y el de la cartera nuevo mercado en las dos aproximaciones condicionales al ciclo. Concluimos, por tanto, nuevas evidencias a favor de un componente empresa para explicar estos riesgos, y que (v) el factor *momentum* tiene una capacidad explicativa propia (independiente del ciclo) para explicar los riesgos específicos de una determinada industria.

Resumiendo, los resultados obtenidos señalan claramente la existencia de un riesgo específico que no puede ser explicado por el mercado ni estática ni condicionalmente. La contribución de los factores tamaño y *book-to-market* para explicar estos riesgos y por tanto las evidencias favorables sobre la explicación de estas anomalías como factores de riesgo, no son significativas para ninguna de las dos agrupaciones. Y por lo tanto, no se recuperan a nivel diario los resultados de Fama y French [1993, 96]. En cambio, la contribución del factor *momentum* sí es significativa para los dos enfoques y las dos agrupaciones. Además, para ambos grupos de factores se observa que la contribución como factores de riesgo tiene un claro componente empresa o industria. Los resultados apoyan pues el modelo teórico de Johnson [2002] que recoge las evidencias empíricas sobre la anomalía *momentum* y contrario (véase, por ejemplo, Moskowitz y Grinblatt [1999]) y las interpreta en un modelo en el que los rendimientos actuales de los activos están correlacionados con el nivel esperado de crecimiento y éste con el nivel de riesgo respectivamente, y la persistencia en la tasa de crecimiento positiva relacionada con la innovación tecnológica explica la mayor rentabilidad de las estrategias *momentum* por industria.

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

Los resultados obtenidos en el Apartado 3.1 y el modelo de Johnson [2002] también apuntan a explicaciones relacionadas con el ciclo económico. Dos trabajos recientes abogan por una relación entre los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* y el crecimiento económico. Liew y Vassalou [2000] observan que los factores tamaño y *book-to-market* contienen información predictiva significativa sobre el crecimiento del PIB, pero en cambio obtienen poca evidencia para soportar esa misma hipótesis para una variable que recoja el efecto *momentum* a un año. En cambio, Chordia y Shivakumar [2002] consideran la relación contraria 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 hemos calculado las correlaciones entre la variable agregado logarítmico *book-to-market* y una selección de retardos de las series exceso de rendimientos del mercado sobre la renta fija y factor tamaño, *book-to-market* y *momentum* a uno, tres y seis meses. Las correlaciones junto a su nivel de significatividad recogidas en el Cuadro 3: panel a confirman la capacidad predictiva de la variable instrumental para predecir la evolución del mercado (correlación significativa al 1% entre la

serie de excesos de mercado y la variable instrumental y retardos hasta un mes) pero descartan esta hipótesis. El razonamiento es sencillo si el efecto *momentum* fuera explicado por el crecimiento económico la serie de *momentums* a uno, tres y seis meses debería estar correlacionada significativamente con la variable instrumental y sus retardos, y en cambio los resultados muestran correlaciones con las series *MOM1*, *MOM3* y *MOM6* muy bajas (y por supuesto no significativas). También, son igualmente bajas y no significativas las correlaciones de los factores tamaño y *book-to-market* con la variable instrumental.

Para analizar la hipótesis de Liew y Vassalou [2000] hemos estudiado, calculando las correlaciones cruzadas y estimando una batería de regresiones⁽¹⁷⁾, 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 del PIB (ΔPIB), de la renta ($\Delta RENTA$), de los salarios ($\Delta SALARIOS$) y de las ventas ($\Delta VENTAS$). Para obtener estos resultados se optó por transformar las series explicativas calculando rendimientos compuestos continuos a la frecuencia de las series macroeconómicas. Los resultados obtenidos para las cuatro regresiones con variable respuesta la evolución de las cuatro variables macro y variables explicativas las variables instrumental, excesos de mercado respecto a la renta fija y series *SMB*, *HML*, *MOM1*, *MOM3* y *MOM6* retardadas un periodo se resumen en el Cuadro 3: panel b en el que se muestran los estadísticos de contraste de los coeficientes y el coeficiente de determinación R^2 ajustado. Estos resultados dan un considerable apoyo a la hipótesis de Liew y Vassalou [2000] sobre la naturaleza de los efectos tamaño, *book-to-market* y, a diferencia de este trabajo, también para el efecto *momentum* que tiene un papel conjuntamente significativo con los efectos tamaño y *book-to-market* en la predicción del PIB y fundamental (única variable significativa) para la predicción de la variación en el Salario. En concreto, los resultados de las regresiones de las variables macro sobre todos los factores con un retardo explican: i) El crecimiento del PIB con un $R^2 = 64,44\%$ siendo significativos al 1% la serie exceso de mercado, y los efectos tamaño y *book-to-market*, y al 5% la variable instrumental y el efecto *momentum* a un mes; ii) El crecimiento de la renta con un $R^2 = 17,79\%$ siendo significativas al 5%: la variable instrumental, la serie exceso de mercado, y los factores tamaño y *book-to-market*; y iii) El crecimiento de los salarios con un $R^2 = 11,41\%$ siendo significativo al 5% el efecto *momentum* a un mes.

Resumiendo, los resultados expuestos en estos apartados presentan evidencias estadísticas a favor de las dos explicaciones racionales de los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum*. De acuerdo con estos, los efectos tamaño y *book-to-market* proporcionan información predictiva significativa sobre la evolución del ciclo económico y a través de ésta sobre la evolución de los precios de los activos. Y los efectos *momentum* tienen una capacidad explicativa significativa de los riesgos específicos de los activos y a la vez proporcionan información significativa del ciclo influyendo en la evolución de los precios como factor explicativo de los riesgos relativos a la estrategia de inversión y relacionados con el ciclo económico (de hecho en el modelo de Johnson [2002] se relacionan ambas explicaciones). La obtención de estos resultados se debe en gran medida al enfoque condicional aplicado y contrasta con los resultados de Forner y Marhuenda [2003b, 04] que concluyen que los beneficios *momentum* no pueden ser explicados ni por la dispersión en la sección cruzada de

(17) Los resultados sobre las correlaciones y las regresiones estimadas para analizar la capacidad predictiva individual de cada factor no están incluidos en el Cuadro 3 y pueden solicitarse por e-mail a los autores (maria.b.font@uv.es).

las rentabilidades esperadas ni por una autocorrelación positiva en los factores que generan las rentabilidades.

4. CAPACIDAD EXPLICATIVA DE LOS FACTORES TAMAÑO, *BOOK-TO-MARKET* Y MOMENTUM SOBRE LOS RENDIMIENTO DE LOS ACTIVOS

Profundicemos un poco más y estudiemos cómo los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* contribuyen a explicar, como factores de riesgo y/o como predictores del crecimiento económico, los rendimientos de los activos.

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

Comencemos por estudiar en qué medida los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* contribuyen a explicar la dinámica diaria de los riesgos y primas de mercado. Para cumplir este objetivo usaremos la serie condicional de riesgos beta de mercado de cada cartera y estimaremos por mínimos cuadrados ordinarios las siguientes regresiones para obtener las series condicionales de prima al riesgo sin descontar y descontando respectivamente el efecto del ciclo económico.

- Empezaremos por estimar la serie de primas al riesgo de mercado mediante la siguiente regresión para sector y tamaño:

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

Donde $\hat{\beta}_{jt}^m$ es la estimación del riesgo beta de mercado basada en la información disponible hasta t obtenida en la fase anterior, y $\gamma_{m(t)}$ representa la prima al riesgo de mercado en t .

- E introduciendo nuestra variable explicativa del ciclo, estimaremos la serie de primas de mercado ajustadas por ciclo económico estimando la siguiente regresión para las dos agrupaciones:

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

Donde $\hat{\beta}_{jt}^{bm}$ y $\hat{\beta}_{jt}^{bm-m}$ son estimaciones del riesgo asociado a la variable instrumental y al efecto cruzado de la variable instrumental y el mercado y la variable instrumental respectivamente basadas en la información disponible hasta t , y $\gamma_{m(t)}$ representa la prima al riesgo de mercado (condicional) en t descontando el efecto debido al ciclo.

El Cuadro 4: paneles a.1, a.2, b.1 y b.2 recoge un resumen del análisis descriptivo preliminar de las series de riesgos y primas condicionales. Observemos, en relación a las series de riesgos beta, que: *i)* Todos los riesgos de mercado son significativos al 1% y positivos, las carteras utilidades y de tamaños 2, 4 y 5 son ofensivas (significativamente al 1%), industria, nuevo mercado y tamaño 1 y 3 defensivas (significativamente al 1%) y la cartera del sector financiero neutral; *ii)* Se rechaza al 1% la hipótesis de normalidad para todas las series excepto los riesgos beta de industria y de la cartera de tamaño 4; y *iii)* Las series de riesgos 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 MacKinon) para los riesgos beta del sector financiero, industria, nuevo mercado y las carteras según tamaño 2, 3, 4 y 5.

Esta mezcla de persistencia e indicios de raíz unitaria es observada 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 2), 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 observamos que: *iv*) Las primas al riesgo son todas ellas significativas al 5% pero negativas en todos los casos salvo la prima al riesgo de mercado condicional para la agrupación sectores; y *v*) Se rechaza al 1% la hipótesis de normalidad con coeficientes de curtosis especialmente elevados pero se rechaza al 1% la presencia de raíz unitaria en todos los casos.

Estas dinámicas en los riesgos de mercado y en las primas de mercado en la medida que puedan ser explicadas a través de la variable instrumental y los factores considerados, pueden ser relevantes en el proceso de formación de los precios de las acciones. Estudiemos, en primer lugar, 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 toda cartera j :

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

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 *momentum* a 1, 3 y 6 meses de 74 fechas anteriores al instante t . También calcularemos la significatividad del contraste conjunto $\alpha_j^1 = \dots = \alpha_j^7 = 0$ que nos medirá la capacidad que tienen todas 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 (véanse en Cuadro 4: paneles $a.1$ y $a.2$ los estadísticos del contraste conjunto y su nivel de significatividad) indican que la capacidad de los factores retardados 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 *vii*) A nivel individual por efecto y cartera sólo son significativos al 5% los coeficientes para el promedio del efecto momentum a un mes para las carteras industria, utilidades y la cartera de tamaño 2 y para el efecto tamaño en la cartera utilidades. Creemos significativo notar que el efecto *momentum* a un mes retardado en la agrupación sector está contribuyendo significativamente en la valoración del riesgo de mercado, resultado que es compatible con los resultados del Apartado 3.1, la mayor potencia de los efectos *momentum* a nivel industria observada en Moskowitz y Grinblatt [1999] y el modelo de Johnson [2002].

Para 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 la siguiente regresión (corrigiendo estructuras y asumiendo normalidad) bajo cuatro supuestos: *i*) $f_j^x = g_k = 0$, $\forall F, j, k$; *ii*) $f_j^{MOMk} = g_k = 0$, $\forall j, k$; *iii*) $f_j^{MOMk} = 0$, $\forall j, k$; y *iv*) $g_k = 0$, $\forall k$.

$$\hat{\gamma}_t = \gamma + c_1 \overline{R_m - r_{f,t-1}} + c_2 \overline{bm}_{t-1} + c_3 \overline{SMB}_{t-1} + c_4 \overline{HTM}_{t-1} + c_5 \overline{MOM1}_{t-1} + c_6 \overline{MOM3}_{t-1}, \\ + c_7 \overline{MOM6}_{t-1} + \sum_j d_j \bar{v}_{jt} + \sum_{j,f} \alpha_j \bar{\beta}_{jt}^f + \sum_k g_k \overline{MOMk}_t + v_t, \quad \forall t \quad [6]$$

Donde los coeficientes c_k miden la contribución de los factores retardados como variables predictoras del ciclo económico, los d_j los riesgos de mercado, los f_j los riesgos asociados a los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* y los g_k los efectos *momentum* en su acepción negociación. Y los promedios con subíndice $t-1$ se calculan para las observaciones de 18 fechas anteriores a t de las correspondientes series retardadas a un día, \bar{v}_{jt} es el promedio de los errores estimados de la regresión [5] para la cartera j de 18 fechas anteriores a t , y los restantes promedios se calculan para las observaciones de 18 fechas anteriores a t .

Los resultados de los contrastes para las regresiones estimadas bajo los cuatro supuestos (véanse en Cuadro 4: paneles a.3 y b.3 los estadísticos del contraste conjunto y su nivel de significatividad) permiten extraer las siguientes conclusiones:

- viii) Las dinámicas de la prima al riesgo beta de mercado (no ajustadas) son explicadas conjuntamente (R^2 ajustado del 92,58% y 87,18% para sector y tamaño respectivamente) por los factores retardados, los riesgos de mercado y asociados a los efectos tamaño y *book-to-market*, y los efectos de negociación asociados al *momentum* a uno, tres y seis meses. En concreto, son conjuntamente significativos (al 1%) los coeficientes de las variables retardadas: excesos de mercado, instrumental, tamaño, *book-to-market* y *momentum*, y por sector, los de los factores de riesgo asociados a tamaño y *book-to-market* y efectos de negociación *momentum*.
- ix) Las dinámicas de la prima al riesgo beta de mercado condicionadas al ciclo son explicadas conjuntamente por sectores ($R^2 = 79,78\%$) por los factores retardados, los riesgos de mercado y asociados a los efectos tamaño y *book-to-market*, y los efectos de negociación asociados al *momentum* a uno, tres y seis meses. Pero por tamaño ($R^2 = 80,22\%$) únicamente por los factores retardados y los riesgos de mercado. En concreto, por 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 *momentum*; y por tamaño el efecto conjunto debido a la dinámica de la beta por la interacción de efectos entre carteras (ninguna es individualmente significativa).

Resumiendo, volvemos a observar diferencias en los resultados por sector y tamaño, que advierten de la mayor importancia del efecto *momentum* en la formación de los precios de cestas representativas de un determinado sector. Es más, mientras que en las cestas formadas por criterios de tamaño los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* tienen una capacidad muy limitada en la explicación de los riesgos beta de mercado y en la prima de riesgo asociada una vez descontado el efecto del ciclo, en las cestas formadas por criterios de sector el efecto *momentum* a un mes es significativo en la formación del riesgo beta y los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* son significativos (el efecto conjunto de estos tres factores como predictores del ciclo económico, de tamaño y *book-to-market* como factores de riesgo y de *momentum* en su acepción negociación) en la estimación de la prima al riesgo incluso después de descontar el efecto del ciclo.

4.2. ESTIMACIÓN DE UN MODELO PARA LOS RENDIMIENTOS

Los resultados del Apartado 4.1 proporcionan indicaciones útiles para explicar cómo interviene los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* en la formación de los precios a partir de los componentes riesgo de mercado y prima de riesgo de mercado de un modelo de valoración pero no señalan a un modelo concreto. En este apartado, vamos a dar unos pasos en esta dirección. Para cubrir este objetivo consideraremos dos categorías de modelos de mercado: estáticos y condicionales⁽¹⁸⁾ y estimaremos estos modelos en sus variantes básica (sólo el mercado), de tres factores (mercado, tamaño y *book-to-market*), tres factores más *momentum* (mercado, tamaño y *book-to-market* como factores de riesgo y el efecto *momentum* introducido en su acepción de negociación), y cuatro factores (mercado, tamaño, *book-to-market* y *momentum* como factores de riesgo) en su forma marginal y condicional⁽¹⁹⁾ usando la metodología descrita en el Apartado 2.2. Las expresiones económicas generales de estos modelos son las siguientes.

- En el grupo de los modelos estáticos:

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \sum_F \gamma_{F(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^F + \sum_k g_{k(t)} MOMk + u_{j\tau}^t, \quad [7]$$

$$u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), F = R_m - r_f, SMB, HML, MOMk, \forall k, \tau = t - 18, \dots, t - 1, j = 1, \dots, 4(5)$$

Asumiendo para el modelo referencia: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = g_{k(t)} = 0, \forall F, k$; el modelo básico: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = 0, F = SMB, HML, MOMk, \forall k$; el modelo tres factores: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = g_{k(t)} = 0, F = MOMk, \forall k$; el modelo tres factores más *momentum*: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = 0, F = MOMk, \forall k$; y para el modelo cuatro factores: $g_{k(t)} = 0, \forall k$.

- Y en el grupo de los modelos condicionales, introduciendo nuestra variable explicativa del ciclo:

$$R_{j\tau} = \gamma_{0(t)} + \sum_F \gamma_{F(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^F + \sum_F \gamma_{bm \cdot F(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{bm \cdot F} + \gamma_{bm(t)} \hat{\beta}_{j\tau}^{bm} + \sum_k g_{k(t)} MOMk + u_{j\tau}^t, \quad [8]$$

$$u_{j\tau}^t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_{u_t}^2), F = R_m - r_f, SMB, HML, MOMk, \forall k, \tau = t - 18, \dots, t - 1, j = 1, \dots, 4(5)$$

Asumiendo para el modelo referencia: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = g_{k(t)} = 0, \forall F, k$; el modelo básico: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = g_{k(t)} = 0, F = SMB, HML, MOMk, \forall k$; el modelo tres factores: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = g_{k(t)} = 0, F = MOMk, \forall k$; el modelo tres factores más *momentum*: $\gamma_{F(t)} = \gamma_{bm \cdot F(t)} = 0, F = MOMk, \forall k$; y para el modelo cuatro factores: $g_{k(t)} = 0, \forall k$.

Comparemos los modelos estimados en relación a su capacidad para explicar la formación de los rendimientos de los activos en el mercado de capitales español a partir de los estadísticos de diagnóstico resumidos en los Cuadros 5A y 5B (véase descripción del procedimiento en el Apartado 2.2) para la estimación marginal y condicional respectivamente. Desde un punto de vista marginal, cuando valoramos el ajuste de los modelos estimados para el período completo la calidad de los ajustes es muy baja para las dos agrupaciones: el estadístico D más alto es del 1,98%, los residuos de la estimación son significativamente (al 5%) distintos de cero para todos los modelos menos dos, y se detectan cambios estructurales significativos (al 1%) en las varianzas de los residuos marginales para todos los mo-

(18) La versión condicional presentada se obtiene aplicando el procedimiento de «escalado» propuesto por Cochrane [1996] para introducir en el modelo estática la dinámica debida al ciclo.

(19) La propuesta de un procedimiento condicional está en la línea de las evidencias observadas en los apartados anteriores, una estimación marginal de estos modelos puede ocultar los efectos de los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum*.

delos y en las medias (al 5%) para todos los modelos menos uno. De los resultados extraemos las siguientes conclusiones, cuando estimamos marginalmente *i)* Los modelos estáticos son claramente superiores a los condicionales según todas las medidas de diagnosis analizadas⁽²⁰⁾; y *ii)* A partir de los valores observados para el estadístico *D* y los resultados de los contrastes ratio de verosimilitud, el modelo que mejor ajusta a los datos para las dos agrupaciones es el modelo estático tres factores más *momentum* aunque los residuos presentan sesgos significativos al 1% y negativos (sobreestimación de rendimientos) en el caso de la agrupación por sector. También es significativo notar que el factor que hace superior el modelo tres factores más *momentum* respecto al básico es el efecto *momentum*.

Los resultados de diagnosis de los modelos estimados condicionalmente son globalmente mejores a los estimados marginalmente para las dos agrupaciones: los estadísticos *D* son más altos, disminuye la significatividad del contraste *T* sobre los residuos de estimación (sólo se mantiene significativo al 5% sin y con corrección de errores para un modelo), y disminuye el valor de los estadísticos de cambio estructural de media y de varianza en las series de residuos. Del conjunto de los resultados podemos extraer las siguientes conclusiones: *iii)* El modelo condicional básico es superior al estático para las dos agrupaciones según todas las medidas de diagnosis estudiadas; *iv)* El modelo condicional básico y el modelo estático de tres factores son mejores que el modelo estático básico, pero el primero es ligeramente mejor que el segundo; y *v)* El mejor modelo es el modelo estático de tres factores más *momentum* con un estadístico *D* del 17,03% para la agrupación por sector y del 22,24% para la agrupación por tamaño. Es interesante notar que, desde esta aproximación, el factor *momentum* en su acepción negociación tiene un papel destacado en la evolución día a día del rendimiento, y los resultados para la agrupación tamaño son sólo ligeramente mejores que los obtenidos para sectores.

El Cuadro 6 recoge los resultados de la estimación marginal (estimador, error, estadístico de contraste y p-valor sin/con corrección de todas las primas y coeficientes) y condicional (promedio de los estimadores y errores de estimación, y porcentaje de significativos sin/con corrección de todas las primas y coeficientes) del modelo estático de tres factores más *momentum* para las dos agrupaciones⁽²¹⁾. En relación a estos resultados observamos que: *vi)* Los valores promedio estimados condicionalmente para las primas al riesgo son muy similares a los obtenidos en la estimación marginal pero el error estándar promedio del estimador es más alto; *vii)* Todas las primas al riesgo y los coeficientes del factor *momentum* en la estimación marginal son significativos al 5% sin y con corrección de errores y en la estimación condicional son significativos al 5% como mínimo en el 52% de los meses; *viii)* La prima de mercado es positiva en la agrupación por sector, pero negativa en la agrupación por tamaño, y *ix)* Las primas al riesgo asociadas a la renta fija y tamaño son positivas, la asociada al *book-to-market* negativa, y los coeficientes de los factores *momentum* positivos para las dos agrupaciones. Si comparamos estos resultados con los obtenidos en el mercado español por otros autores para frecuencias más bajas, observamos que: *x)* Las primas al riesgo de mercado estimadas (ajustando unidades y en valor absoluto) son más al-

(20) Gráficamente es fácil observar al representar los residuos marginales de los modelos básicos estático y condicional junto con la variable agregado logarítmico *book-to-market* retardado que el cambio de signo en la variable instrumental marca un cambio en el signo del error marginal cometido y el modelo condicional básico estimado marginalmente tiende a infra-estimar los rendimientos reales en el período alcista, y a sobre-estimarlos en el bajista.

(21) Los resultados de la estimación de los restantes modelos se pueden obtener por e-mail (maria.b.font@uv.es).

tas que las obtenidas por Rubio [1988], Marhuenda [1998] y Nieto y Rubio [2002] al estimar el modelo CAPM estático.

Resumiendo, los factores tamaño, *book-to-market* y, en especial, el factor *momentum* contribuyen a explicar de forma significativa la formación de las primas al riesgo de mercado y los rendimientos de los activos. En este último caso, a través de un modelo de dos factores más *momentum* en que los efectos tamaño y *book-to-market* interpretan el papel de factores de riesgo y el efecto *momentum* de negociación. Coincidimos, por tanto, con Menéndez [2000] y Miralles y Miralles [2003] y Nieto [2004], en reconocer la capacidad explicativa de tamaño, y tamaño más *book-to-market* sobre los rendimientos respectivamente. Pero a diferencia de Miralles y Miralles [2003] observamos que en frecuencia diaria el efecto *momentum* también es muy significativo.

5. CONCLUSIONES

En este artículo se realiza un estudio de las anomalías tamaño, *book-to-market* y *momentum* como factores explicativos de los riesgos específicos de los activos, su riesgo beta y prima al riesgo de mercado y, a través de éstos, el rendimiento de los activos. Analizando, simultáneamente las explicaciones racionales de estos efectos como factores de riesgo y/o factores que explican el crecimiento económico. La combinación de un análisis condicional, y el uso de datos diarios favorecen la observación del efecto de estos factores en la formación de expectativas y precios, y la obtención de nuevas evidencias que resumimos brevemente a continuación.

- i) *Sobre las explicaciones racionales de los efectos tamaño, book-to-market y momentum.* Documentamos la existencia de unos riesgos específicos en las carteras por tamaño y sector no explicados por el mercado. Y los resultados obtenidos mediante el contraste individual y conjunto de las alphas de Jensen avalan la capacidad del factor *momentum* para explicar estos riesgos específicos. En relación a la hipótesis crecimiento los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* explican conjuntamente e individualmente de forma significativa la evolución del PIB ($R^2 = 64,44\%$), la Renta ($R^2 = 17,79\%$) y los Salarios ($R^2 = 11,41\%$).
- ii) *Sobre la formación de los riesgos y primas al riesgo de mercado.* Observamos diferencias significativas por tamaño y sector. La capacidad explicativa de los factores tamaño, *book-to-market* y *momentum* en la explicación de riesgos y primas de riesgo de mercado en las cestas formadas por criterios de tamaño es muy limitada una vez descontado el efecto del ciclo. En cambio, en las cestas formadas por criterios de sector el efecto *momentum* a un mes es significativo en la explicación del riesgo beta, y los efectos tamaño, *book-to-market* y *momentum* son significativos en la estimación de la prima al riesgo incluso después de descontar el efecto del ciclo.
- iii) *Sobre los rendimientos de los activos.* Del análisis comparativo, a través de varias medidas de performance, de ocho modelos estimados marginal y condicionalmente se concluye que:
 - Los modelos estimados condicionalmente proporcionan mejores estimaciones.
 - El modelo condicional básico estimado condicionalmente es superior al estático para las dos agrupaciones.
 - El mejor modelo para describir los rendimientos es el modelo estático de tres factores más *momentum* estimado condicionalmente.

iv) *Sobre la naturaleza del efecto momentum.* La naturaleza del efecto *momentum* es compleja, encontramos evidencias significativas sobre su capacidad explicativa para explicar riesgos específicos (especialmente en algunos sectores) y la prima de riesgo de mercado (naturaleza riesgo), pero también las encontramos para predecir el ciclo económico. Y cuando describimos los rendimientos en sección cruzada es su faceta como factor de negociación la que destaca sobre su faceta de riesgo.

BIBLIOGRAFÍA

- ADRIÁN, 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., y 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), 1.553-1.607.
- 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.
- CHAN, K. C.; KAROLYI, G. A., y STULZ, R. M. [1992]: «Global Financial Markets and the Risk Premium on U.S. Equity», *Journal of Financial Economics*, 32, 137-168.
- CHORDIA, T., y SHIVAKUMAR, L. [2002]: «Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns», *Journal of Finance*, 57 (2), 985-1.019.
- COCHRANE, J. H. [1996]: «A Cross-Sectional Test of an Investment based Asset Pricing Models», *Journal of Political Economy*, 104, 572-621.
- CONRAD, J.; GULTEKIN, M. N., y KAUL, G. [1991]: «Asymmetric Predictability of Conditional Variances», *The Review of Financial Studies*, 4, 597-622.
- 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, 1.839-1.886.
- 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.

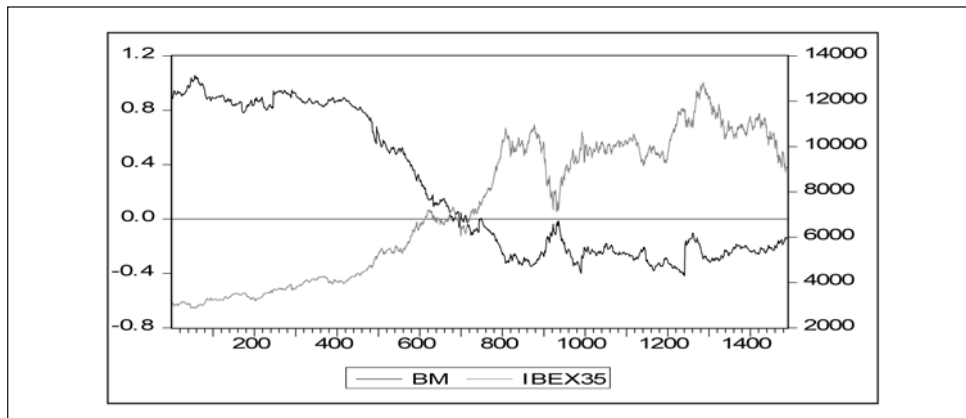
- FERSON, W. E., y HARVEY, C. R. [1991]: «The Variation of Economic Risk Premiums», *Journal of Political Economics*, 99, 385-415.
- FERSON, W. E., y HARVEY, C. R. [1999]: «Conditioning Variables and Cross-Section of Stock Returns», *Journal of Finance*, 54, 1.325-1.360.
- FONT, B., y BAIXAULI, S. [2001]: «Evidencias sobre Eficiencia en el Mercado de Capitales Español», *Revista Europea e Dirección y Economía de la Empresa*, 10, 135-166.
- FONT, B., y GRAU, A. [2005]: «Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español», FUNCAS, Documento de Trabajo n.º 210/2005.
- 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.
- FRENCH, K. R.; SCHWERT, G. W., y STAMBAUGH, R. F. [1987]: «Expected Stock Returns and Volatility», *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- 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.
- GIOVANNINI, A., y JORION, P. [1989]: «The Time Variation Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets», *Journal of Finance*, 44, 307-326.
- HANDA, P., KOTHARI, S. P., y WASLEY, C. [1989]: «The Relation between the Return Interval and Betas: Implications for the Size Effect», *Journal of Financial Economics*, 23, 79-100.
- HAWAWINI, G., y KEIM, D. [1995]: «On the predictability of common stock returns: World-wide evidence», *Handbook in Operations Research and Management Science*, 9. JARROW, R.; MAKSIMOVIC, V., y ZIEMBA, W. (Eds.) North-Holland.
- HONG, H.; LIM, T., y STEIN, J. [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, 2.143-2.184.
- 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.
- LEVHARI, D., y LEVY, H. [1977]: «The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon», *Review of Economics and Statistics* 59, 92-104.
- LEWELLEN, J. [2002]: «Momentum and Autocorrelation in Stock Returns», *The Review of Financial Studies*, 15 (2), 533-563.
- LEWELLEN, J., y NAGEL, S. [2006]: «The Conditional CAPM Does Not Explain Asset-Pricing Anomalies», *Journal of Financial Economics*, 82, 289-314.
- 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.
- LO, A., y MACKINLAY, A. C. [1990]: «When are Contrarian Profits due to Stock Market Overreaction», *Review of Financial Studies*, 3, 175-205.
- MARHUENDA, J. [1998]: «Estacionalidad de la Prima por Riesgo en el Mercado de Capitales Español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 27, 13-36.

- MENÉNDEZ, S. [2000]: «Determinantes fundamentales de la rentabilidad de las acciones», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 29 (106), 1.015-1.031.
- 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), 1.249-1.290.
- 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 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. [2005]: «Is Value Riskier than Growth?», *Journal of Financial Economics*, 78 (1), 187-202.
- 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.
- SANSÓ, A.; ARAGÓ, V., y CARRIÓN-I-SILVESTRE, J. L. [2004]: «Testing for changes in the unconditional variance of financial time series», *Revista de Economía Financiera*, 4, 32-53.
- SHANKEN, J. [1992]: «On the Estimation of Beta-Pricing Models», *Review of Financial Studies*, 5(1), 1-33.
- 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.
- WU, X. [2002]: «A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum», *Journal of Banking & Finance*, 26, 1675-1696.

ANEXO I: CUADROS Y GRÁFICOS

GRÁFICO 1

EVOLUCIÓN COMPARADA DEL MERCADO Y DE LA ECONOMÍA CON LA VARIABLE AGREGADO LOGARÍTMICO

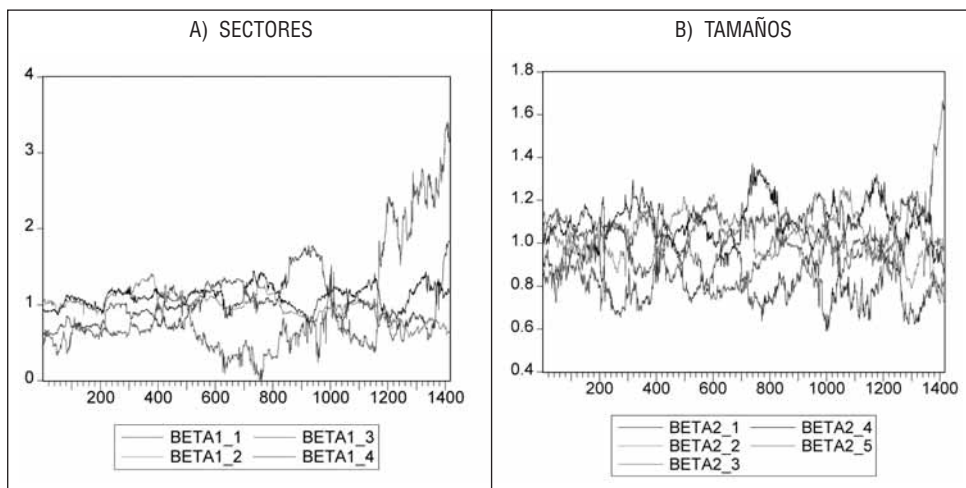


IBEX35 = Serie de precios del índice Ibex-35.

BM = Serie diaria agregado logarítmico del ratio *book-to-market*.

GRÁFICO 2

EVOLUCIÓN DE LAS SERIES CONDICIONALES DE RIESGOS DE MERCADO



BETA1_J = Riesgos condicionales beta de mercado para la agrupación sector por cartera ($J = 1, \dots, 4$).

BETA2_J = Riesgos condicionales beta de mercado para la agrupación tamaño por cartera ($J = 1, \dots, 5$).

CUADRO 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS CARTERAS DE MERCADO, CARTERAS DE ACTIVOS,
FACTORES DE RIESGO Y VARIABLE INSTRUMENTAL

A) ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA CARTERA DE MERCADO EQUIPONDERADA

Media	Desv. estándar	JB(R _m)	ET(ER _m =0)	JB(ER _m)	E _{CV}	E _{CM}
0.000738	0.010749	795.7648**	2.168346*	793.0442**	1.73702**	0.8494261

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

JB(.) ≡ Estadístico de Jarque-Bera para las series de rendimientos de mercado (R_m) y de sus excesos (ER_m).

ET(.) ≡ Estadísticos de contraste T de las hipótesis nulas rendimientos/excesos de rendimientos igual a cero (R/ER=0).

E_{CV} y E_{CM} ≡ Estadísticos de cambio estructural en varianza y media respectivamente.

Nivel de significatividad de los contrastes: 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 2
CONTRASTES ALPHAS DE JENSEN

A) CONTRASTES ALPHAS DE JENSEN: SECTORES

	FINAN	INDUS	N. MDO	UTIL	CJTO
Ec. [1]+ supuesto (i)	2.489**	-15.923**	0.389**	-3.689**	29.731**
Ec. [1]+ supuesto (ii)	10.292**	-21.477**	3.383**	-3.362**	66.838**
Ec. [1] + supuesto (iii)	8.848**	-18.736**	-0.045	-1.604	50.154**
Ec. [2] +supuesto (iv)	11.949**	-6.149**	-3.140**	-0.125	9.930*
Ec. [2]+ supuesto (v)	3.337**	-7.999**	-2.731**	3.978**	11.977*
Ec. [2] + supuesto (vi)	4.274**	-8.670**	-0.011	4.087**	13.657**
Ec. [2] + supuesto (vii)	3.056**	-8.712**	-0.223	2.732**	11.722*

B) CONTRASTES ALPHAS DE JENSEN: TAMAÑOS

	TAM1	TAM2	TAM3	TAM4	TAM5	CJTO
Ec. [1]+ supuesto (i)	18.366**	-15.86**	-5.724**	-9.775**	-1.735**	71.623**
Ec. [1]+ supuesto (ii)	33.273**	-20.07**	-7.656**	-7.021**	4.004**	169.32**
Ec. [1] + supuesto (iii)	25.219**	-14.59**	-4.609**	-6.016**	2.334*	96.372**
Ec. [2] +supuesto (iv)	1.00834	2.67409**	-12.13**	-0.47469	6.79739**	7.049634
Ec. [2]+ supuesto (v)	2.318*	-5.172**	-4.775**	-1.755	-0.242	6.758
Ec. [2] + supuesto (vi)	1.873	-4.630**	-4.016**	-1.908	0.434	5.196
Ec. [2] + supuesto (vii)	-2.179*	0.010	-1.889	-2.510*	-0.132	1.609

Nivel de significatividad de los contrastes: 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 3
RELACIÓN ENTRE LOS FACTORES DE RIESGO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

A) RELACIÓN ENTRE EL CICLO, EXCESOS DE MERCADO Y FACTORES

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

	Δ VENTAS	Δ PIB	Δ RENTA	Δ SALARIO
C	-0.198251	3.475955**	2.631942*	1.233290
bm(-1)	-0.534341	2.306056*	2.307033*	-0.190734
EXM(-1)	1.075796	-3.997148**	-2.501478*	2.062183
SMB(-1)	-0.430821	5.922753**	2.772813*	0.762882
HML(-1)	0.671068	-5.791854**	-2.501859*	-1.909227
MOM1(-1)	1.190725	-2.148926*	0.611644	-2.168351*
MOM3(-1)	0.684974	-0.381702	-1.068312	0.922864
MOM6(-1)	1.463698	-0.894507	-0.063782	0.895831
R ² ajustado	-0.028822	0.644441	0.177946	0.114052

En el panel B se proporcionan los estadísticos T de los coeficientes de las 4 regresiones presentadas y su nivel de significatividad. Nivel de significatividad de los contrastes: 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 4

ANÁLISIS TEMPORAL DE LAS SERIES CONDICIONALES DE LOS RIESGOS Y PRIMAS DE MERCADO

A) CLASIFICACIÓN POR SECTORES				
A.1) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y CONTRASTE: RIESGO BETA DE MERCADO				
Estadístico	FINAN.	INDUS.	N. MER.	UTIL.
E. estándar	0.00803	0.00429	0.019095	0.00374
ET($\beta_j=0$)	124.25**	229.34**	48.094**	292.69**
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*
[5] E.Ji ² (a _i ^k =0, $\forall j, k$)	11.10719	15.7871*	10.07975	20.24113**

A.2) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: PRIMA AL RIESGO DE MERCADO							
	Estadístico	E. estándar	ET($\gamma=0$)	r(1)	r(2)	r(3)	ADF
gamma_m (no ajustada)	-0.00086	0.00024	-3.56067**	0.961	0.91	0.86	-6.54274**
gamma_m (ajustada)	0.00454	0.00197	2.30022*	0.897	0.788	0.687	-7.94199**

A.3) CONTRASTES PRIMAS AL RIESGO BETA DE MERCADO					
	Ec. [6] +	sup. (i)	sup. (ii)	sup. (iii)	sup. (iv)
gamma_m (no ajustada)	E.Ji ² (c _k =0, $\forall k$)	8.06475	14.37898*	33.34315**	28.56945**
	E.Ji ² (d _j =0, $\forall j$)	0.74155	0.82269	2.39312	0.46205
	E.Ji ² (f _i ^F =0, $\forall j, F$)		9.26407		34.34898*
gamma_m (ajustada)	E.Ji ² (f _i ^F =g _k =0, $\forall j, k, F$)			29.69651**	
	E.Ji ² (c _k =0, $\forall k$)	28.27845**	34.50581**	28.83357**	30.39665**
	E.Ji ² (d _j =0, $\forall j$)	3.3437	8.00031	8.77103	4.64199
	E.Ji ² (f _i ^F =0, $\forall j, F$)		18.16598*		33.04315*
				39.34629**	

B) CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS					
B.1) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y CONTRASTE: RIESGO BETA DE MERCADO					
Estadístico	TAM1	TAM2	TAM3	TAM4	TAM5
E. estándar	0.82847	1.02346	0.97390	1.09879	1.03778
ET($\beta_j=0$)	274.54**	380.15**	347.15**	432.89**	270.80**
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
[5] E.Ji ² (a _i ^k =0, $\forall j, k$)	5.81269	6.95651	12.72797	9.47583	5.47718

B.2) ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: PRIMA AL RIESGO DE MERCADO							
	Estadístico	E. estándar	ET($\gamma=0$)	r(1)	r(2)	r(3)	ADF
gamma_m (no ajustada)	-0.00119	0.00016	-7.29024**	0.933	0.858	0.787	-7.04546**
gamma_m (ajustada)	-0.00632	0.00138	-4.58331**	0.897	0.803	0.726	-8.73554**

B.3) CONTRASTES PRIMAS AL RIESGO BETA DE MERCADO					
	Ec. [6] +	sup. (i)	sup. (ii)	sup. (iii)	sup. (iv)
gamma_m (no ajustada)	E.Ji ² (c _k =0, $\forall k$)	12.37941	19.05579**	31.76453**	21.40544**
	E.Ji ² (d _j =0, $\forall j$)	13.13942*	10.26896	10.69719	4.08208
	E.Ji ² (f _i ^F =0, $\forall j, F$)		5.170000		27.51876
	E.Ji ² (f _i ^F =g _k =0, $\forall j, k, F$)			20.53058	
gamma_m (ajustada)	E.Ji ² (c _k =0, $\forall k$)	11.37112	10.846	8.316593	22.25456**
	E.Ji ² (d _j =0, $\forall j$)	12.2582*	9.6572	9.413352	4.07342
	E.Ji ² (f _i ^F =0, $\forall j, F$)		18.95545*		67.20103**
	E.Ji ² (f _i ^F =g _k =0, $\forall j, k, F$)			20.89289	

ET(.) = Estadístico T sobre la media.

r(1), ..., r(3) = Autocorrelaciones de orden 1, 2 y 3.

ADF = Estadístico aumentado de raíz unitaria de Dickey-Fuller.

EJi2(.) = Estadístico de contraste Ji-cuadrado para varias hipótesis (véase en paréntesis hipótesis nula).

Nivel de significatividad de los contrastes: 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 5A
MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES DE LOS MODELOS ESTIMADOS

A) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: SECTORES

BÁSICOS	D	(Nulo)-(m)	(Trad)-(m)	ET(E _u =0)	E _{CV}	E _{CM}
Estático	0.00223	12.62641**		-0.00006 0.00024 0.00024	3.29122**	0.8291
Condicional	-3.16933	-8086.81026	-8088.72847	-0.01764 0.00049** 0.00067**	4.28572**	6.34554**

	ESTÁTICOS			CONDICIONALES		
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	-0.00823	0.01979	-0.02936	-1.95667	-3.04914	-6.22583
(Nulo)-(m)	-46.43467	113.192624**	-163.90378	-6140.13782	-7921.13309	-11201.47645
(Base)-(m)	-59.06108	100.56622**	-176.53019	1946.67245**	165.67718**	-3114.66618
(FF)-(m)		159.62730**	-117.46911		-1780.99527	-5061.33863
(Estático)-(m)				-6082.99494	-8023.61751	-11026.86446
ET(E _u =0)	-0.00095 0.00024** 0.00027**	-0.00075 0.00024** 0.00026**	-0.00074 0.00024** 0.00031*	-0.01210 0.00041** 0.00054**	-0.01390 0.00048** 0.00122**	-0.01064 0.00064** 0.00595
E _{CV}	3.35375**	3.30395**	3.36091**	4.24232**	4.40179**	3.45935**
E _{CM}	1.07742*	1.09066*	1.44212**	5.85561**	5.66818**	5.66867**

B) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: TAMAÑOS

BÁSICOS	D	(Nulo)-(m)	(Trad)-(m)	ET(E _u =0)	E _{CV}	E _{CM}
Estático	0.00012	0.87504		0.00000 0.00015 0.00015	2.21311**	0.85253
Condicional	-0.61565	-3396.5376	-3476.41048	0.00008 0.00019 0.00026	2.56621**	4.77007**

	ESTÁTICOS			CONDICIONALES		
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	-0.00769	0.01009	-0.02182	-0.32978	-3.33317	-1.74331
(Nulo)-(m)	-54.21406	71.82266**	-152.84640	-2017.90361	-10381.39738	-7144.90081
(Base)-(m)	-55.08910	70.94762**	-153.72144	1378.63398**	-6984.85978	-3748.36322
(FF)-(m)		126.03672**	-98.63234		-8363.49377	-5126.99720
(Estático)-(m)				-2042.68739	-10532.21788	-7071.05225
ET(E _u =0)	0.00036 0.00015* 0.00017*	0.00029 0.00015 0.00016	0.00049 0.00015** 0.00019**	0.00525 0.00018** 0.00061**	-0.00647 0.00032** 0.00099**	0.01641 0.00025** 0.00182**
E _{CV}	2.15810**	2.14422**	2.14774**	2.52393**	3.66084**	2.73469**
E _{CM}	1.48252**	1.17043**	1.78390**	3.85921**	6.82264**	4.33247**

ET(.) ≡ Estadístico media igual a cero (fila 1), error estándar sin corrección (fila 2) y con corrección de errores (fila 3).

E_{CV} y E_{CM} ≡ Estadísticos de cambio estructural en varianza y media respectivamente de la serie de errores.

Nivel de significatividad de los contrastes: 5% (*) y 1% (**).

CUADRO 5B
MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO CONDICIONALES DE LOS MODELOS ESTIMADOS

A) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: SECTORES						
BÁSICOS	D	(Nulo)-(m)	(Trad)-(m)	ET(E _u =0)	E _{CV}	E _{CM}
Estático	0.00223	12.62641**		-0.00006 0.00024 0.00024	3.29122**	0.8291
Condicional	-3.16933	-8086.81026	-8088.72847	-0.01764 0.00049** 0.00067**	4.28572**	6.34554**

	ESTÁTICOS			CONDICIONALES		
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	-0.00823	0.01979	-0.02936	-1.95667	-3.04914	-6.22583
(Nulo)-(m)	-46.43467	113.192624**	-163.90378	-6140.13782	-7921.13309	-11201.47645
(Base)-(m)	-59.06108	100.56622**	-176.53019	1946.67245**	165.67718**	-3114.66618
(FF)-(m)		159.62730**	-117.46911		-1780.99527	-5061.33863
(Estático)-(m)				-6082.99494	-8023.61751	-11026.86446
ET(E _u =0)	-0.00095 0.00024** 0.00027**	-0.00075 0.00024** 0.00026**	-0.00074 0.00024** 0.00031*	-0.01210 0.00041** 0.00054**	-0.01390 0.00048** 0.00122**	-0.01064 0.00064** 0.00595
E _{CV}	3.35375**	3.30395**	3.36091**	4.24232**	4.40179**	3.45935**
E _{CM}	1.07742*	1.09066*	1.44212**	5.85561**	5.66818**	5.66867**

B) MEDIDAS DE DIAGNÓSTICO MARGINALES: TAMAÑOS						
BÁSICOS	D	(Nulo)-(m)	(Trad)-(m)	ET(E _u =0)	E _{CV}	E _{CM}
Estático	0.00012	0.87504		0.00000 0.00015 0.00015	2.21311**	0.85253
Condicional	-0.61565	-3396.5376	-3476.41048	0.00008 0.00019 0.00026	2.56621**	4.77007**

	ESTÁTICOS			CONDICIONALES		
	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.	3 Fact.	3 Fact+Mom	4 Fact.
D	-0.00769	0.01009	-0.02182	-0.32978	-3.33317	-1.74331
(Nulo)-(m)	-54.21406	71.82266**	-152.84640	-2017.90361	-10381.39738	-7144.90081
(Base)-(m)	-55.08910	70.94762**	-153.72144	1378.63398**	-6984.85978	-3748.36322
(FF)-(m)		126.03672**	-98.63234		-8363.49377	-5126.99720
(Estático)-(m)				-2042.68739	-10532.21788	-7071.05225
ET(E _u =0)	0.00036 0.00015* 0.00017*	0.00029 0.00015 0.00016	0.00049 0.00015** 0.00019**	0.00525 0.00018** 0.00061**	-0.00647 0.00032** 0.00099**	0.01641 0.00025** 0.00182**
E _{CV}	2.15810**	2.14422**	2.14774**	2.52393**	3.66084**	2.73469**
E _{CM}	1.48252**	1.17043**	1.78390**	3.85921**	6.82264**	4.33247**

CUADRO 6
SELECCIÓN DE MODELOS ESTIMADOS

A) CLASIFICACIÓN POR SECTORES

A.1) MODELO ESTÁTICO TRES FACTORES MÁS MOMENTUM (ESTIMACIÓN MARGINAL)

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad. T	p-valor
gamma 0	0.00131	0.00045	2.93019	0.00339	2.62655	0.00863
gamma m	0.00154	0.00060	2.55455	0.01063	2.28983	0.02203
gamma SMB	0.00379	0.00054	6.97744	0.00000	6.25440	0.00000
gamma HML	-0.00219	0.00037	-5.85320	0.00000	-5.24666	0.00000
G1	0.08544	0.01615	5.29219	0.00000	4.74379	0.00000
G3	0.17332	0.01567	11.06265	0.00000	9.91629	0.00000
G6	0.19151	0.01787	10.71569	0.00000	9.60528	0.00000

A.2) MODELO ESTÁTICO TRES FACTORES MÁS MOMENTUM (ESTIMACIÓN CONDICIONAL)

	SIN CORRECCIÓN			CON CORREC.
	Estimador (P)	E. estándar (P)	Sig al 5%	Sig al 5%
gamma 0	0.00118	0.00217	69.12%	69.12%
gamma m	0.00163	0.00307	61.76%	61.76%
gamma SMB	0.00348	0.00208	60.29%	60.29%
gamma HML	-0.00257	0.00185	67.65%	67.65%
G1	0.08938	0.06648	82.35%	82.35%
G3	0.17422	0.07044	72.06%	72.06%
G6	0.18555	0.06987	79.41%	77.94%

B) CLASIFICACIÓN POR TAMAÑOS

B.1) MODELO ESTÁTICO TRES FACTORES MÁS MOMENTUM (ESTIMACIÓN MARGINAL)

	ESTIMACIÓN SIN CORRECCIÓN				CON CORRECCIÓN	
	Estimador	E. estándar	Estad T	p-valor	Estad. T	p-valor
gamma 0	0.00149	0.00039	3.78429	0.00015	3.52211	0.00043
gamma m	-0.00115	0.00048	-2.38265	0.01719	-2.21757	0.02658
gamma SMB	0.00064	0.00016	4.08396	0.00004	3.80102	0.00014
gamma HML	-0.00232	0.00031	-7.52822	0.00000	-7.00665	0.00000
G1	0.04151	0.01564	2.65347	0.00797	2.46964	0.01353
G3	0.08140	0.01311	6.21016	0.00000	5.77992	0.00000
G6	0.11138	0.01820	6.11932	0.00000	5.69536	0.00000

B.1) MODELO ESTÁTICO TRES FACTORES MÁS MOMENTUM (ESTIMACIÓN CONDICIONAL)

	SIN CORRECCIÓN			CON CORREC.
	Estimador (P)	E. estándar (P)	Sig al 5%	Sig al 5% Cor.
gamma 0	0.00146	0.00177	52.94%	52.94%
gamma m	-0.00110	0.00206	61.76%	61.76%
gamma SMB	0.00058	0.00063	69.12%	69.12%
gamma HML	-0.00255	0.00161	60.29%	60.29%
G1	0.04393	0.05965	75.00%	75.00%
G3	0.08461	0.06191	72.06%	72.06%
G6	0.10805	0.06596	75.00%	75.00%

El término corrección hace referencia al resultado obtenido aplicando la corrección de Shanken, y el término (P) en los resultados de estimación condicional a la presentación de resultados promedio.