

SINCRONIZACIÓN DE FONDOS DE INVERSIÓN Y VOLATILIDAD DEL MERCADO*

JUAN CARLOS MATALLÍN SÁEZ
M.^a ÁNGELES FERNÁNDEZ IZQUIERDO
VICENT ARAGÓ MANZANA
Universitat Jaume I

El objetivo de este trabajo es analizar la capacidad de sincronización en volatilidad de los fondos de inversión mobiliaria de renta variable con relación al riesgo del mercado. Ésta consiste en la reducción del riesgo sistemático en momentos de mayor volatilidad, al objeto de disminuir el riesgo de la cartera y mejorar su eficiencia. Los resultados de este trabajo muestran, a partir de información diaria de rendimientos, cómo en un cierto número de fondos la sincronización en volatilidad es correcta. Se realiza un análisis de robustez de los resultados obtenidos, incluyendo variables que recogen la posibilidad de sincronización en rendimiento o *market timing*. La inclusión de estas variables no afecta a los resultados anteriores, evidenciándose una sincronización en rendimiento de signo negativo. También se ha analizado la variabilidad en la posición de riesgo sistemático de los fondos al objeto de evaluar la capacidad de sincronización tanto en el corto plazo, en rendimiento y riesgo, como en el largo plazo o sincronización estructural.

Palabras clave: fondo de inversión, sincronización, volatilidad, beta dinámica, evaluación de resultados.

Clasificación JEL: G11, G23.

El crecimiento de la industria de la inversión colectiva ha suscitado en la literatura financiera un gran interés por el estudio de la gestión de carteras aplicada a los fondos de inversión mobiliarios. Un amplio segmento de esta literatura ha centrado su atención en la evaluación de los resultados de éstos. La aplicación de metodologías de evaluación de la gestión de carteras está condicionada por la disponibilidad de información para el evaluador. Así en la amplia mayoría de los casos se ha trabajado con datos de rendimientos y desde Sharpe (1966) y Jensen (1968) hasta el trabajo de Pástor y Stambaugh

(*) Los autores quieren expresar su agradecimiento al Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) por la financiación de este trabajo. También agradecen la disponibilidad de los datos utilizados en este trabajo: al Departamento de Atención al Público de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV); a Belén Nieto, de la Universidad de Alicante; Gonzalo Rubio,

(2002), la evolución de la literatura ha estado necesariamente vinculada al desarrollo de modelos de valoración de activos, como el enfoque condicional aplicado en Ferson y Schadt (1996). Sin embargo, existe un reducido número de trabajos que han dispuesto de información detallada y periódica sobre la composición de cartera y que han planteado métodos de evaluación más independientes de los modelos de valoración, como los trabajos de Grinblatt y Titman (1989b) y Kothari y Warner (2001).

En la evaluación de los fondos de inversión en España, los trabajos de Rubio (1992, 1993 y 1995) y Freixas *et al.* (1997) utilizan tanto datos de rendimientos como de composición de cartera. Álvarez (1995) ajusta los rendimientos de los fondos de renta fija al riesgo de interés y crédito. Martínez (2001) evalúa los fondos y la demanda de los inversores. El análisis por estilos es aplicado por Matallín y Fernández (1999) y el enfoque condicional es planteado en Basarrate y Rubio (1999). Marín y Rubio (2001) realizan una amplia revisión de la metodología de evaluación de los resultados de los fondos.

Un objetivo fundamental de la evaluación de los fondos es el estudio de la gestión activa de la cartera y su capacidad para generar valor añadido en referencia a una gestión pasiva. La literatura sobre evaluación de carteras ha reconocido básicamente dos vías de implementación para una gestión activa, concretamente la selección de activos y la sincronización con el rendimiento del mercado o *market timing*. La primera hace referencia a la capacidad para comprar (vender) activos infra (sobre) valorados y la segunda a la habilidad para aumentar (disminuir) el riesgo de la cartera ante subidas (bajadas) del mercado.

En el trabajo de Busse (1999) se incorpora un tercer elemento para la gestión activa de una cartera, consistente en la sincronización de la volatilidad del mercado. El objetivo en este caso es mejorar los resultados de la cartera mediante la reducción del riesgo de ésta en aquellos momentos de mayor volatilidad del rendimiento del mercado. Este enfoque parte del hecho de suponer más factible la existencia de señales que anticipen la volatilidad del mercado antes que la dirección de éste. Bajo esta hipótesis, sí es plausible que el gestor o inversor disminuya la beta de la cartera, no exclusivamente ante movimientos bajistas del mercado, sino ante rendimientos ampliamente anómalos del mercado. Los resultados del trabajo de Busse (1999) evidencian de forma agregada una correcta sincronización, de forma que en aquellos momentos de mayor volatilidad, los fondos de inversión reducen su posición de riesgo sistemático. En línea con esta literatura, este trabajo estudia la gestión activa de los fondos de inversión con relación a la sincronización de la volatilidad del mercado y evalúa los resultados derivados de esta gestión.

de la Universidad del País Vasco; José M. Marín de la Universitat Pompeu Fabra y Antoni Bosch editor en Marín y Rubio (2001); a la Oficina Estadística y Central de Balances del Servicio de Estudios del Banco de España y a Analistas Financieros Internacionales (AFI). También quieren agradecer los comentarios y sugerencias de los evaluadores anónimos de este trabajo. Cualquier posible error u omisión en el trabajo es responsabilidad de los autores.

1. METODOLOGÍA PROPUESTA

1.1. Fundamento teórico de la sincronización en volatilidad

De forma análoga al planteamiento realizado por Grinblatt y Titman (1989a) para el análisis del efecto de la sincronización en rendimiento en la función de utilidad de un inversor, el trabajo de Busse (1999) analiza el efecto de la sincronización en volatilidad. En este sentido, y asumiendo que el proceso generador de los rendimientos de una cartera es función lineal de k factores de riesgo, el rendimiento de un fondo de inversión se puede expresar mediante [1].

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{j=1}^k \beta_{jpt-1} R_{jt} + u_{pt} \quad [1]$$

Donde R_{pt} es el rendimiento, en exceso sobre el activo libre de riesgo, del fondo de inversión p en el periodo t . El coeficiente β_{jpt-1} mide la sensibilidad del rendimiento en exceso del fondo con relación al rendimiento en exceso R_{jt} del factor j en el periodo t . El valor de cada coeficiente β_{jpt-1} define el estilo del fondo y es una variable de decisión de los gestores de la cartera en $t-1$ para el periodo t . El parámetro α_p recoge el rendimiento medio incondicional del fondo. La variable u_{pt} es un término de error con media cero, que representa el rendimiento obtenido por el fondo no explicado por los k factores de riesgo.

En consecuencia, el rendimiento esperado del fondo para el periodo t se puede expresar como [2],

$$E(R_{pt}) = \alpha_p + \sum_{j=1}^k \beta_{jpt-1} E(R_{jt}) \quad [2]$$

y la varianza condicional del rendimiento, asumiendo ortogonalidad entre los k factores y el término de error, es proporcionada por la expresión [3].

$$\sigma^2(R_{pt}) = \sum_{j=1}^k \beta_{jpt-1}^2 \sigma^2(R_{jt}) + \sigma^2(u_{pt}) \quad [3]$$

Tal como plantea Busse (1999) y a partir de las expresiones [2] y [3], la determinación de los coeficientes β_{jpt-1} que maximizan la utilidad esperada del rendimiento del fondo se establece en la expresión [4]. Donde a representa la medida de aversión al riesgo de Rubinstein (1973), estando β_{jpt-1} y a inversamente relacionados.

$$\beta_{jpt-1} = \frac{1}{a} \frac{E(R_{jt})}{\sigma^2(R_{jt})} \quad [4]$$

Para el periodo t y dado un determinado grado de aversión al riesgo, la respuesta óptima de los gestores del fondo es el establecimiento de los coeficientes β_{jpt-1} según [4]. Sin embargo, si se analiza de forma dinámica la gestión de la cartera del fondo, los gestores tienen la posibilidad de modificar β_{jpt-1} al objeto de sincronizar con el mercado, tanto en rendimiento como en volatilidad. Centrándo-

nos en la sincronización en volatilidad, es interesante evaluar la respuesta óptima de los gestores de la cartera, con relación a β_{jpt-1} , ante la variación de la volatilidad, medida por $\sigma(R_{jt})$. Como muestra Busse (1999) en el caso de una relación dinámica de signo negativo o nula entre el rendimiento y la volatilidad, los gestores de una cartera pueden aumentar la utilidad esperada de la inversión si ante un incremento de la volatilidad se disminuye el coeficiente β_{jpt-1} , puesto que se reduce la posición de riesgo de la cartera y por tanto se mejoran los resultados de ésta. Dado que los fondos analizados en este trabajo tienen un predominio de inversión en activos de renta variable, el principal factor de riesgo objeto de sincronización en volatilidad, corresponde al rendimiento del mercado de renta variable.

El estudio empírico de la relación entre rendimiento y riesgo en la literatura financiera no presenta resultados concluyentes con respecto a su significatividad y signo. Se pueden proporcionar argumentos teóricos tanto para especificar una relación positiva como negativa, por lo que las conclusiones se alcanzan en un nivel empírico. En este sentido, los resultados de la literatura han sido diversos según el periodo muestral estudiado, la metodología empleada y la periodicidad de los rendimientos utilizados. Los trabajos de French *et al.* (1987), Campbell (1987) y Glosten *et al.* (1993) encuentran evidencia tanto de relación positiva pero no significativa, como negativa y significativa. Por otra parte Harvey (1989), Turner *et al.* (1989) y Scruggs (1998) encuentran relación positiva y significativa. En la aplicación del trabajo de Busse (1999) con datos diarios, la correlación entre rendimiento y varianza condicional es negativa muy próxima a cero. Backus y Gregory (1993) muestran cómo la relación entre el rendimiento en exceso del mercado y su varianza condicional debería ser decreciente o nula, y los trabajos de Whitelaw (1994) y Boudoukh *et al.* (1997) también sugieren una relación negativa entre la media y volatilidad condicional del rendimiento del mercado. Fleming *et al.* (2001) evidencian cómo la sincronización en volatilidad con datos diarios también proporciona una mejor eficiencia en los resultados de una inversión.

En el análisis del mercado español, Alcalá *et al.* (1993) aplican diferentes metodologías para estudiar la relación entre rendimiento y riesgo. Al aplicar un modelo sin especificación autorregresiva de la varianza condicional, encuentran una relación positiva pero no significativa. Mediante modelos autorregresivos de varianza condicional se evidencia una relación negativa significativa, tanto con datos diarios como mensuales y además de forma asimétrica, indicando una mayor varianza con relación a resultados negativos de la prima de riesgo. Una referencia importante es el estudio de Alonso y Restoy (1995). Este trabajo investiga la relación entre rendimiento y riesgo en un contexto intertemporal, incluyendo adicionalmente, como variable explicativa del riesgo del mercado, la covarianza entre el mercado español y una cartera internacional que representa el conjunto de oportunidades de inversión. Los resultados muestran una relación positiva no significativa entre rendimiento y riesgo, medido por la varianza condicional. En un análisis dinámico se evidencia cómo la relación entre rendimiento y riesgo no es estable en el tiempo, mostrando cómo la prima por riesgo es conducida por una relación negativa en función de la capacidad de diversificación con el conjunto de oportunidades. Los resultados de Whitelaw (2000) también muestran cómo el ren-

dimiento está mucho más explicado por los cambios en el conjunto de oportunidades que por los cambios en la volatilidad.

Dadas las evidencias anteriores, resulta interesante investigar la relación existente entre rendimiento y riesgo. Desde el punto de vista de la gestión de carteras, la sincronización con relación a la volatilidad del mercado aporta una mejor eficiencia en los resultados de la cartera si la relación entre estas dos variables es nula o negativa. Así lo plantea Busse (1999) y evidencia una correlación negativa entre rendimiento y riesgo con datos diarios. En nuestro trabajo también analizamos esta correlación, resultando también negativa muy próxima a cero. Además, empíricamente se ha comprobado la efectividad de la estrategia de sincronización en volatilidad mediante un procedimiento consistente en la formación de carteras que siguen esta estrategia, mostrando una mejora en la eficiencia. No obstante, siguiendo las indicaciones que realizan Marín y Rubio (2001), la estimación de esta relación se ha realizado tomando como referencia el trabajo de Scruggs (1998). También se ha planteado una estimación incondicional a partir de datos mensuales elaborados con información diaria de rendimientos. En el anexo B de nuestro trabajo se recoge la metodología aplicada y los resultados alcanzados, tanto con relación a esta estimación incondicional como a las especificaciones derivadas del trabajo de Scruggs (1998).

1.2. Implementación del análisis de la sincronización en volatilidad

A partir del modelo de valoración de activos de capital, se puede plantear la expresión [5]:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mpi} R_{mt} + u_{pt} \quad [5]$$

donde R_{pt} es el rendimiento en exceso sobre el activo libre de riesgo, de un fondo de inversión p en el periodo t . El rendimiento en exceso del mercado es representado por R_{mt} , el parámetro β_{mpi} es la beta incondicional del fondo. Sin embargo, se puede establecer la presencia de una beta dinámica, tal como muestra la expresión [6].

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mpt-1} R_{mt} + u_{pt} \quad [6]$$

donde β_{mpt-1} representa la posición de riesgo sistemático de la cartera p en el momento $t-1$ con relación al rendimiento del mercado. En el caso de la sincronización en volatilidad, la estructura de beta dinámica propuesta por Busse (1999) es mostrada en la expresión [7].

$$\beta_{mpt-1} = \beta_{mp} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) \quad [7]$$

donde β_{mp} representa la beta media u objetivo a largo plazo, definiendo el estilo medio del fondo con relación al mercado de renta variable. El parámetro γ_{mp} evalúa la sincronización en volatilidad. Bajo el supuesto establecido en el fundamento teórico de la sincronización en volatilidad, si γ_{mp} toma valor negativo (positivo) implica una correcta (contraria) sincronización en volatilidad. La variable σ_{mt} re-

presenta la volatilidad para el periodo t del rendimiento del mercado, $\bar{\sigma}_m$ la media correspondiente para el periodo muestral analizado. Por tanto, la sincronización en volatilidad se establece concretamente con relación a la volatilidad en exceso sobre su media.

Sustituyendo [7] en [6], el rendimiento en exceso del fondo se puede representar mediante [8],

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + u_{pt} \quad [8]$$

El modelo [8] puede ser ampliado a la existencia de k factores de riesgo, vinculados con las clases de activos que definen el estilo del fondo de inversión. La especificación del modelo para un mayor número de factores, responde al planteamiento propuesto por Elton, Gruber, Das y Hlavka (1993), por el que la evaluación de una cartera debe establecer apropiadas carteras de referencia que incluyan todas las clases de activos en las que la cartera evaluada invierte. Dado que la muestra está formada por fondos que tienen un estilo con predominio de inversión en activos de renta variable, el principal factor de riesgo corresponde al rendimiento del mercado de renta variable. Por este motivo, y bajo los supuestos planteados en [3], los diferentes factores son ortogonalizados con respecto al principal factor, el mercado bursátil¹. En este sentido, de la expresión [8] podemos derivar [9] suponiendo tres factores explicativos del rendimiento del fondo,

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \beta_{mp-1} R_{mt-1} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{dp} R_{dt} + \beta_{lp} R_{lt} + u_{pt} \quad [9]$$

donde R_{dt} representa el rendimiento, en exceso sobre el rendimiento libre de riesgo, de los activos de Deuda Pública a medio y largo plazo. La variable R_{lt} representa el rendimiento en exceso de las Letras del Tesoro, con un vencimiento medio próximo al año. Dado que el principal factor explicativo está representado por el mercado de renta variable, el modelo [9] se ha planteado básicamente con un término de sincronización en volatilidad, γ_{mp} , con relación a este mercado².

1.3. Especificación de la volatilidad condicional

A partir de los datos diarios se ha planteado la estimación de la volatilidad σ_{mt} de los rendimientos en exceso del mercado. Para explicar la dinámica de la volatilidad diaria del mercado durante el periodo muestral analizado, se ha empleado un modelo EGARCH³. Este modelo, propuesto por Nelson (1991), especifica una estructura de varianza condicional autorregresiva heteroscedástica que contempla la presencia de efectos asimétricos, tal como muestran las expresiones [10]-[12].

(1) Los factores ortogonalizados se han elaborado con los residuos y la constante obtenidos al regresar por MCO los factores originales con respecto al rendimiento en exceso del mercado.

(2) En el modelo [9] también se ha incluido la variable R_{mt-1} representando el rendimiento del mercado en el periodo anterior $t-1$. De esta forma se intenta corregir la posible existencia de asincronía en los datos diarios que pudiera derivar en problemas de autocorrelación.

(3) Los resultados con modelos alternativos como el TGARCH no son significativamente diferentes.

$$R_{mt} = c_m + \rho_m R_{m,t-1} + \varepsilon_{mt} \quad [10]$$

$$\varepsilon_{mt} | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_{mt}^2) \quad [11]$$

$$\ln \sigma_{mt}^2 = c_0 + c_1 \frac{|\varepsilon_{m,t-1}|}{\sigma_{m,t-1}} + c_2 \frac{\varepsilon_{m,t-1}}{\sigma_{m,t-1}} + c_3 \ln(\sigma_{m,t-1}^2) \quad [12]$$

Donde ε_{mt} es el error en t del ajuste del rendimiento del mercado de renta variable. El parámetro c_2 mide los efectos asimétricos en la volatilidad, de forma que si el valor estimado de c_2 presenta signo negativo identifica la existencia de asimetría. En la literatura financiera existen trabajos que de forma específica han evaluado diferentes modelos de volatilidad para los rendimientos de los mercados bursátiles. Así, Hentschel (1995) realiza un análisis de varios de estos modelos de volatilidad condicional autorregresiva y heteroscedástica. León y Mora (1999) evalúan varios modelos con relación al Ibex35, evidenciando la significatividad del efecto asimétrico en la volatilidad. El término Ω_{t-1} representa el conjunto de información hasta $t-1$, condicionando la varianza en el momento t . En la sección 3.2 se muestran los resultados de la estimación de este modelo. Al objeto de evaluar la efectividad de la estrategia de sincronización en volatilidad se han utilizado predicciones de volatilidad para un periodo $t+1$, estimadas a partir de la información existente hasta t , mediante la realización de estimaciones rodantes de ventana fija.

1.4. Medida de la evaluación de los resultados de los fondos: el índice de Sharpe

Al objeto de evaluar la efectividad de la estrategia de sincronización en volatilidad se ha empleado como medida de eficiencia o evaluación de resultados el índice o ratio de Sharpe (1966), tal como muestra la expresión [13].

$$IS_p = \frac{\bar{R}_p}{\sigma_p} \quad [13]$$

Donde para un periodo dado, el índice de Sharpe IS_p de una cartera p se define como el cociente entre el rendimiento medio de la cartera, en exceso sobre el activo libre de riesgo, \bar{R}_p , y la desviación típica de ese rendimiento σ_p . Por tanto, el índice mide el exceso de rendimiento por unidad de riesgo total soportado. Este índice y versiones posteriores del mismo, han sido ampliamente utilizados en la literatura financiera para evaluar la gestión de carteras, especialmente de fondos de inversión, como muestran recientemente los trabajos de Cheng-Few y Clark (1994), Hodges, *et al.* (1997), Sauer (1997), Goodwin (1998) y Ackermann *et al.* (1999) entre otros.

El ratio de Sharpe permite comparar los resultados obtenidos por los fondos en función de su capacidad de sincronización con la volatilidad del mercado. De esta forma, la eficiencia de los fondos es estimada de forma independiente a la estimación del modelo que analiza la capacidad de sincronización en volatilidad. Esta independencia evita la presencia de relaciones artificiales, dentro de un mismo modelo, entre los coeficientes que miden la sincronización y aquellos que

evalúan los resultados⁴. En este sentido, el índice de Sharpe no plantea los problemas anteriores, y así ha sido utilizado en trabajos recientes que han evaluado la capacidad de sincronización, como en Busse (1999), Gallo y Lockwood (1999) y Fleming *et al.* (2001).

1.5. Sincronización en rendimiento

De forma conjunta al análisis de la sincronización en volatilidad se ha considerado el estudio de la sincronización en rendimiento. La incorporación de esta variable tiene un doble objetivo: establecer un análisis de robustez con relación a los resultados alcanzados en el análisis de la sincronización en volatilidad y evaluar la capacidad de los gestores de una cartera para anticipar los movimientos del mercado.

La disponibilidad de información condiciona el proceso de evaluación y por tanto la medida de la capacidad de sincronización. En nuestro trabajo, al igual que en la amplia mayoría de literatura financiera específica, la información utilizada son las series de rendimientos de la cartera evaluada y de la cartera de referencia o *benchmark*. Dentro de las medidas de sincronización que utilizan rendimientos, las más utilizadas han sido aquellas derivadas de Treynor y Mazuy (1966) y las basadas en el enfoque paramétrico de Merton (1981) y Henriksson y Merton (1981). En el presente trabajo y para el análisis de la sincronización en rendimiento, se ha utilizado la regresión cuadrática de Treynor y Mazuy porque plantea una beta dinámica más flexible que la propuesta por Henriksson y Merton, puesto que en este último caso se suponen dos niveles de beta, una para el mercado alcista y otra para el bajista.

El modelo básico de Treynor y Mazuy (1966), supone de forma implícita la relación de beta dinámica mostrada por [14],

$$\beta_{mpt-1} = \beta_{mp} + \lambda_{mp} R_{mt} \quad [14]$$

Extensiones y aplicaciones de esta medida se han realizado en los trabajos de Bhattacharya y Pflleiderer (1983), Volkman (1999) y Bollen y Busse (2001). Si λ_{mp} es significativamente mayor que cero, la beta para periodos alcistas sería gradualmente superior a la beta para periodos bajistas y habría existido capacidad de sincronización en rendimiento. Considerando los dos tipos de sincronización, tanto en volatilidad en [7] como en rendimiento en [14] se establece el modelo [15] de beta dinámica.

$$\beta_{mpt-1} = \beta_{mp} + \lambda_{mp} R_{mt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) \quad [15]$$

(4) Este problema ha sido evidenciado por la literatura financiera en la evaluación de la sincronización en rendimientos. Así, trabajos como el Henriksson (1984) evidencian una correlación negativa entre la capacidad de sincronización en rendimiento y la de selección de activos, medida ésta por el intercepto de la regresión. Jagannathan y Korajczyk (1986) evalúan teóricamente la existencia de sesgos como consecuencia de diferencias entre el riesgo de las carteras evaluadas y la cartera utilizada como referencia. Coggin *et al.* (1993) muestran cómo esta correlación negativa es consecuencia implícita de los propios modelos de regresión planteados para medir la capacidad de sincronización en rendimiento.

En consecuencia, si al modelo [9] se le añade el componente de sincronización en rendimiento se obtiene la expresión [16]:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp}R_{mt} + \beta_{mp-1}R_{mt-1} + \lambda_{mp}R_{mt}^2 + \gamma_{mp}(\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m)R_{mt} + \beta_{dp}R_{dt} + \beta_{ip}R_{it} + u_{pt} \quad [16]$$

Con relación a la evaluación de los fondos de inversión, la evidencia sobre la capacidad de la gestión de carteras en sincronizar el rendimiento, es relativamente dispar. Los trabajos de Merton (1981), Henriksson y Merton (1981), Chang y Lewellen (1984), Treynor y Mazuy (1966), Henriksson (1984) y Grinblatt y Titman (1989a), Coggin *et al.* (1993), Wenchi-Kao *et al.* (1998), Volkman (1999) y Edehlen (1999), no encuentran una evidencia de correcta sincronización en términos generales, incluso en un amplio número de casos se constata la presencia de sincronización contraria o perversa. Por otro lado, Ferson y Schadt (1996) encuentran alguna evidencia de sincronización al plantear un análisis mediante el enfoque condicional

Una referencia empírica para los fondos de inversión en España es el trabajo de Rubio (1995). En este trabajo, se aplican tanto las medidas tradicionales de Bhattacharya y Pfleiderer (1983) y Henriksson y Merton (1981) que utilizan rendimientos, como la medida de Grinblatt y Titman (1989b) que utiliza composición de la cartera y mide la capacidad de sincronización como la covarianza entre la beta dinámica de la cartera y el rendimiento del mercado. Los resultados empíricos obtenidos mediante la regresión cuadrática de Bhattacharya y Pfleiderer indican sincronización negativa, mientras que en los alcanzados mediante la covarianza de Grinblatt y Titman la sincronización es positiva. ¿Estos resultados opuestos son consecuencia del modelo planteado? Básicamente el fundamento de la regresión cuadrática y la covarianza entre beta dinámica y mercado es el mismo. Tal como se muestra en [14] la regresión cuadrática implica una beta dinámica que depende de una constante y del rendimiento del mercado. Entonces, la sincronización es correcta si λ_{mp} es positivo, y existe por tanto una covarianza positiva entre la beta dinámica y el rendimiento del mercado, que es lo que también se evalúa en Grinblatt y Titman. Por tanto, los resultados a priori de estas dos medidas no tendrían que ser muy diferentes. Sin embargo, mientras que la regresión cuadrática utiliza directamente los rendimientos del fondo y del mercado, la covarianza de Grinblatt y Titman emplea una información indirecta y previamente estimada como es la beta dinámica, igual a la media ponderada de las betas de los activos. Dada la evolución alcista del mercado de renta variable en el periodo muestral de Rubio (1995), una posible explicación para estos resultados opuestos podríamos encontrarla en el efecto de la sincronización pasiva evidenciado por Matallín (2001) sobre la especificación indirecta de la beta dinámica como media ponderada. En este trabajo se analizan los cambios implícitos de la beta de una cartera que sigue una estrategia de comprar y mantener. La existencia de diferenciales de rentabilidad entre los activos que integran la cartera, provoca una evolución de las ponderaciones de éstos. Por ejemplo, si existe un periodo alcista (bajista) en renta variable, al final de este periodo el valor de las acciones aumenta (disminuye) y por tanto se incrementa (reduce) la ponderación de estos activos en el total de la cartera, siempre que existan otros activos con rendimiento inferior (superior). Esto conllevaría que en un mes alcista para la renta variable, los acti-

vos de este tipo, arriesgados y con mayores betas, incrementen su ponderación y por tanto, que la beta de la cartera a final de mes aumente de forma natural. También Rubio (1995) plantea cómo estrategias maquilladoras de los gestores de los fondos pueden inducir a una correlación positiva entre la beta de la cartera y el rendimiento del fondo, además de la problemática de la frecuencia empleada tal como indican Goetzmann *et al.* (2000) y Bollen y Busse (2001).

1.6. Evaluación conjunta de la capacidad de sincronización mediante un análisis de estabilidad paramétrica

La amplia mayoría de los trabajos que han estudiado la variabilidad en la posición de riesgo sistemático de los fondos de inversión han establecido modelos de beta dinámica que básicamente recogen la posibilidad en el corto plazo de sincronización con el rendimiento del mercado, antes que la existencia de cambios estructurales en la beta objetivo o a largo plazo⁵. Recientemente, el trabajo de Gallo y Lockwood (1999) analiza los cambios estructurales en el estilo de una muestra de fondos mediante un test de Chow (1960) y se estudia el efecto de éstos en la evaluación de los resultados. Los resultados muestran cómo un importante número de fondos realizaron un cambio estructural en el estilo, del que se deriva una mejora en la eficiencia.

Sin embargo, diferenciar únicamente entre beta a corto plazo y a largo plazo puede ser un esquema demasiado rígido. Podemos considerar una especificación que contemple una dinámica más flexible para la posición de riesgo sistemático. Para ello se ha planteado la estimación de la beta de los fondos mediante ventanas móviles semestrales y a continuación se ha analizado la evolución de esta beta dinámica con relación a la sincronización tanto con el rendimiento como con la volatilidad del mercado. En un momento $t-1$ se ha estimado el parámetro β_{mpt-1} mediante [6] para un periodo semestral, a continuación a la ventana de estimación se le añade 1 día, sin perder el primero, de esta forma se recoge únicamente el efecto de ese día para estimar β_{mpt} . Esto nos permitirá calcular la diferencia entre estas dos estimaciones para obtener $d\beta_{mpt}$ como la variación en el riesgo sistemático correspondiente al día t . Por tanto, se han planteado las regresiones [17], [18] y [19]: la primera analiza la variación de la beta con respecto a la sincronización en rendimiento del mercado bursátil, la segunda con relación a la sincronización en volatilidad y en la última se contemplan los dos tipos de sincronización.

$$d\beta_{mpt} = c_{mp} + \phi_{mp} R_{mt} + u_{pt} \quad [17]$$

$$d\beta_{mpt} = c_{mp} + \phi_{\sigma p} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) + u_{pt} \quad [18]$$

$$d\beta_{mpt} = c_{mp} + \phi_{mp} R_{mt} + \phi_{\sigma p} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) + u_{pt} \quad [19]$$

(5) Existe literatura que ha investigado la existencia de cambios estructurales en la beta de las carteras de inversión. Así, incluso en carteras no gestionadas, los trabajos de Kon y Lau (1979), Russell *et al.* (1994) y Faff y Brooks (1998) encuentran evidencia de inestabilidad paramétrica, generalmente con un cambio estructural. En el caso de los fondos de inversión, Kon y Jen (1978) plantean una regresión particionada en dos regímenes, evidenciando la existencia de dos distribuciones para los rendimientos de un amplio número de fondos.

1.7. Enfoque condicional de evaluación de resultados

En la sección anterior se ha contemplado cómo la beta de una cartera puede variar en el tiempo de una forma general. Un planteamiento más específico es aquel que contempla cambios en la posición de riesgo sistemático como respuesta de los gestores ante ciertas variables de estado con determinada capacidad explicativa del movimiento del mercado. Estas variables de estado se corresponden con información pública, por lo que se evalúa a los gestores con relación a una gestión que utiliza esta información. Este enfoque condicional es planteado inicialmente por los trabajos de Ferson y Schadt (1996) y Christopherson *et al.* (1998) y ha sido aplicado en el mercado español por Basarrate y Rubio (1999) y Marín y Rubio (2001). Por tanto, la posición de riesgo sistemático es una respuesta de los gestores a una serie de instrumentos de información pública. En [20] se muestra cómo la beta condicional β_{mpt-1} en $t-1$ es igual a una constante o beta incondicional β_{mp} , más la respuesta β_{fp} a la información pública z_{ft-1} disponible en $t-1$ del factor f .

$$\beta_{mpt-1} = \beta_{mp} + \sum_{f=1}^F \beta_{fp} z_{ft-1} \quad [20]$$

Introduciendo la sincronización en volatilidad en [20] y a partir de [7] y [9], obtenemos la expresión [21], donde el parámetro γ_{mp} evalúa la capacidad de sincronización en volatilidad.

$$R_{pt} = \alpha_p + \left(\beta_{mp} + \sum_{f=1}^F \beta_{fp} z_{ft-1} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_{mt}) \right) R_{mt} + \beta_{dp} R_{dt} + \beta_{lp} R_{lt} + u_{pt} \quad [21]$$

2. SELECCIÓN DE LA MUESTRA Y DATOS

2.1. Fondos de Inversión Mobiliaria

El trabajo empírico se ha realizado sobre una muestra de Fondos de Inversión Mobiliaria para el periodo comprendido entre 01/01/92 y 31/03/1998. Como el objetivo es evaluar la capacidad de sincronización de los fondos con relación al mercado español de renta variable, se han seleccionado aquellos fondos con una cartera de inversión dominada por los activos de renta variable de carácter doméstico.

Al objeto de determinar qué fondos podrían agruparse como fondos de renta variable y variable mixta, se ha seguido el criterio de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV)⁶. Así, se ha dispuesto de la clasificación trimestral de los fondos, publicada en el Informe Anual de la CNMV en cada uno de los

(6) La clasificación de los FIM según el criterio de la CNMV existente durante el periodo muestral, proporciona los siguientes grupos: fondos de renta fija (RF), que poseen un porcentaje de renta fija en cartera del 100%; fondos de renta fija mixta (RFM), que poseen un porcentaje de renta fija en cartera menor del 100% y mayor o igual que el 75%; fondos de renta variable mixta (RVM), que poseen un porcentaje de renta fija en cartera menor del 75% y mayor o igual que el 30%; y fondos de renta variable (RV), que poseen un porcentaje de renta fija en cartera inferior al 30%.

años de la muestra⁷. Para establecer el carácter doméstico de los fondos de inversión es necesario indicar que para el periodo muestral analizado, no se ha encontrado dentro de la información pública de la CNMV un criterio de diferenciación entre fondos de tipo nacional e internacional⁸. Sin embargo, y al objeto de utilizar datos oficiales, la CNMV sí publica en su Informe sobre Instituciones de Inversión Colectiva de carácter trimestral el porcentaje en la composición de la cartera del fondo que está invertido en cartera exterior. A partir de esta información se han seleccionado aquellos fondos de inversión no internacional⁹.

El conjunto común entre el grupo de fondos no internacionales y los grupos de renta variable o renta variable mixta, está formado por 71 fondos, que constituyen la muestra objeto de estudio en este trabajo. No ha habido fondos que pudiendo formar parte de la muestra, no lo hayan hecho por haber desaparecido durante el periodo objeto de estudio, por lo que no existe sesgo de pervivencia en los resultados alcanzados. Para cada uno de los fondos de la muestra se ha calculado el rendimiento diario, 1554 datos por fondo. En cada caso, el rendimiento se ha calculado como la variación diaria del valor liquidativo de la participación, dividido por el valor al inicio del periodo. La base de datos para estos valores liquidativos diarios ha sido proporcionada por la CNMV y corresponden a información facilitada trimestralmente por las gestoras, por lo que no parece presentar los sesgos evidenciados por Basarrate y Rubio (1999) al emplear la información facilitada diariamente al Boletín Oficial de la Bolsa. En el cuadro A1 del anexo A se detallan los FIM de la muestra.

2.2. Factores de riesgo por clases de activos

En función de los análisis realizados en este trabajo, ha sido necesario el empleo de diferentes factores que representen las clases de activos en las que los fondos invierten. Dada la disponibilidad de datos diarios y el tipo de FIM seleccionado, de renta variable y variable mixta, se han empleado índices de mercado representativos de determinadas clases de activos: el índice Ibx35, el índice AFI de Deuda del Estado y el índice AFI de Letras del Tesoro a un año¹⁰. Al objeto de

(7) Sin embargo, la clasificación por composición de cartera puede variar de un trimestre a otro. Por este motivo, se ha estimado la clasificación media durante el intervalo temporal objeto de estudio. Por tanto, de la totalidad de fondos con valor liquidativo durante el periodo muestral, se han seleccionado aquellos cuya clasificación media resultante es renta variable o renta variable mixta.

(8) En las nuevas categorías establecidas por la CNMV(1999), sí se distingue entre fondos de vocación inversora nacional e internacional; sin embargo, esta nueva clasificación es aplicada en fecha posterior al periodo muestral analizado.

(9) A partir de un análisis *cluster*, se ha agrupado como fondos de inversión no internacionales aquellos que verifican dos condiciones con relación al porcentaje medio de inversión en cartera exterior: (1) que este valor sea inferior al 10% y (2) que la desviación típica correspondiente a este valor sea también inferior al 10%. De esta forma, se ha mantenido en la muestra un amplio número de fondos para los que la inversión en cartera exterior representa un componente residual. En consecuencia, el conjunto muestral permite combinar un razonable número de fondos con un intervalo temporal de suficiente amplitud.

(10) El índice AFI de Deuda del Estado representa el valor de mercado de una cartera compuesta por los bonos y obligaciones del Estado, con un cierto grado de liquidez en el mercado secundario al contado y con un vencimiento a medio y largo plazo. El índice AFI de Letras del Tesoro a un

obtener los rendimientos en exceso, tanto de los fondos como de estos índices, se ha considerado como rendimiento del activo libre de riesgo, el rendimiento del índice AFI de Repos a un día.

2.3. Variables informativas en el enfoque condicional

En la aplicación del enfoque condicional para la evaluación de los resultados de los fondos de inversión es necesario el empleo de varias variables o instrumentos. Dada la literatura en este tema, Ferson y Schadt (1996), Chen y Knez (1996), Ferson y Harvey (1991) y Basarrate y Rubio (1999), se han empleado las siguientes variables con datos de frecuencia mensual: (1) el rendimiento mensual por dividendos del mercado español de renta variable; (2) el tipo de interés a corto plazo como el rendimiento de las letras del tesoro a 1 año; (3) el diferencial de rendimiento entre el tipo de interés a largo y corto plazo a partir de los datos del mercado de Deuda Pública; siendo la fuente de todos los datos anteriores Marín y Rubio (2001); (4) el diferencial entre el rendimiento del mercado AIAF de renta fija privada y el tipo de interés a corto plazo, la fuente de estos datos ha sido el Boletín Estadístico del Banco de España; y (5) una variable binaria o *dummy* que recoge la posible estacionalidad del mes de enero, tomando valor 1 en este mes y cero en el resto.

3. RESULTADOS

3.1. Análisis de la relación entre rendimiento y riesgo

Previamente al estudio de la sincronización en volatilidad se ha realizado un análisis de la relación entre rendimiento y riesgo. En primer lugar, se ha llevado a cabo un análisis incondicional mediante datos mensuales elaborados a partir de la información diaria de rendimientos. Los resultados de este análisis figuran recogidos en el anexo B1 de este trabajo. La conclusión que se deriva de este análisis es la existencia de una relación negativa y significativa entre rendimiento y riesgo, medido por la desviación típica. También se evidencia una relación negativa entre el rendimiento y la covarianza σ_{mdt} de los rendimientos de los mercados de acciones y bonos.

En segundo lugar se ha estimado la relación entre rendimiento y riesgo mediante las especificaciones planteadas en Scruggs (1998) y otros modelos que permiten asimetrías contemporáneas en la relación entre rendimiento y varianza condicional. Los resultados se han presentado en el anexo B2.

A efectos de considerar las posibles relaciones entre la varianza y la covarianza del rendimiento de mercado y el rendimiento de la cartera de deuda, se han planteado diversos modelos donde se han ortogonalizado estas variables explicativas, véase modelos b2.4 y b2.5. Además en este último modelo se incorpora la

año representa una cartera teórica, invertida de forma sistemática y recurrente en las letras a un año recién emitidas, que se van sustituyendo una a otra en la fecha de emisión, de forma que la duración de esta cartera es siempre próxima al año. Para un mayor detalle sobre la selección de valores y criterios de elaboración de los índices AFI, ver Ezquiaga y Knop (1994).

existencia de asimetrías en la relación entre rendimiento y riesgo. En estos casos, los resultados sobre la relación entre rendimiento y riesgo no evidencian que ésta sea significativa cuando se plantea un modelo lineal.

3.2. Estimación de la volatilidad condicional

El cuadro 1 recoge los resultados de la estimación del modelo EGARCH para el rendimiento en exceso del Ibex 35. Todos los coeficientes del modelo son significativos para un nivel de significación inferior al 1%. Dicho modelo proporciona una estimación de σ_{mt} , la volatilidad condicional diaria del mercado. La correlación entre la volatilidad σ_{mt} y el rendimiento diario en exceso del Ibex35 es de $-0,01787$, este resultado es consistente con el fundamento teórico de la efectividad de la estrategia de sincronización en volatilidad.

Dado que la estrategia de sincronización trata de anticipar la volatilidad del mercado, se ha considerado una estimación de modelos que sólo utilice la información disponible en cada momento t . A partir de una ventana inicial de 6 meses, desde 01/01/92 hasta 30/06/92, se ha ajustado el modelo EGARCH para poste-

Cuadro 1: ESTIMACIÓN DE LA VARIANZA CONDICIONAL DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS DEL IBEX35 PARA EL PERIODO MUESTRAL ANALIZADO. EL MODELO EMPLEADO ES REFERENCIADO POR LAS EXPRESIONES [10], [11] Y [12]

$$R_{mt} = c_m + \rho_m R_{mt-1} + \varepsilon_{mt} \tag{10}$$

$$\varepsilon_{mt} | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_{mt}^2) \tag{11}$$

$$\ln \sigma_{mt}^2 = c_0 + c_1 \frac{|\varepsilon_{mt-1}|}{\sigma_{mt-1}} + c_2 \frac{\varepsilon_{mt-1}}{\sigma_{mt-1}} + c_3 \ln(\sigma_{mt-1}^2) \tag{12}$$

En la expresión [10] se ha introducido el término R_{mt-1} que representa el rendimiento en exceso del mercado desfasado un periodo, para corregir la autocorrelación existente en la serie de rendimientos diarios del Ibex35. Para la estimación de los coeficientes del modelo, los valores en paréntesis muestran la probabilidad crítica del estadístico t . En la parte inferior del cuadro se muestran los resultados del diagnóstico del modelo a partir del análisis de los residuos. $Q(20)$ es el estadístico de Ljung-Box con 20 retardos, distribuido como una χ^2_{20} bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. $Q(20)^2$ es el estadístico equivalente para los residuos al cuadrado que contrasta la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad autorregresiva. $LM(2)$ es el estadístico del test de Multiplicadores de Lagrange, de Engle (1982), que contrasta la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de una estructura ARCH. El estadístico Bera y Jarque (1981) se distribuye como una χ^2_2 bajo la hipótesis nula de normalidad.

Parámetro	c_m	ρ_m	c_0	c_1	c_2	c_3
Estimación	0,00065	0,148	-0,428	0,139	-0,033	0,965
Prob. crítica	(0,0115)	(0,0000)	(0,0001)	(0,0000)	(0,0034)	(0,0000)
Estadísticos de diagnóstico	Q(20)	LM(2)	Q(20) ²	Bera-Jarque	Asimetría	Curtosis
Estimación	10,76	0,448	10,64	240,85	-0,0731	4,923
Prob. crítica	(0,952)	(0,638)	(0,955)	(0,0000)		

riormente predecir la varianza condicional del día siguiente, en este caso el 01/07/1992. Siguiendo este procedimiento se ha realizado una estimación con ventanas móviles de amplitud fija, que en cada día proporcionaba el modelo especificado y su correspondiente predicción para el día siguiente, obteniéndose así una nueva serie de volatilidades condicionales σ_{mt} dinámicamente predictivas que serán utilizadas en las siguientes secciones de este trabajo. Al objeto de evaluar la efectividad de la estrategia en sincronización, la correlación entre esta última serie y el rendimiento del Ibex35 es también negativa e igual a $-0,0239$.

3.3. Evaluación de la sincronización en volatilidad

3.3.1. Análisis de la sincronización en volatilidad

Para analizar la capacidad de sincronización en volatilidad en los FIM de la muestra se ha utilizado la serie de volatilidades condicionales dinámicamente predictivas estimadas en el apartado anterior. El cuadro 2 muestra una síntesis de los resultados de la estimación de la expresión [9], indicando el signo del parámetro que mide la sincronización γ_{mp} y el número de fondos en los que resulta significativo. De los 43 casos en los que el valor estimado de este parámetro es significativamente distinto de cero, el 70% presenta signo negativo y en el resto de los casos signo positivo. Una correcta sincronización en volatilidad debería presentar un coeficiente γ_{mp} con signo negativo, dado el fundamento teórico planteado.

Cuadro 2: RESUMEN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS PARA EL ANÁLISIS DE LA SINCRONIZACIÓN DE LOS FIM DE LA MUESTRA CON RELACIÓN A LA VOLATILIDAD DEL MERCADO, A PARTIR DE LA APLICACIÓN DEL MODELO [9]. SE INFORMA DEL SIGNO DEL PARÁMETRO γ_{mp} Y DEL NÚMERO DE CASOS EN LOS QUE RESULTA SIGNIFICATIVO

Tipo de fondo	Número de fondos			
	$\gamma_{mp} < 0$	p-value < 0,05	$\gamma_{mp} > 0$	p-value < 0,05
RV	26	16	10	3
RVM	45	26	20	10
Total	71	42	30	13

3.3.2. Efecto de la sincronización en la evaluación de los resultados

A continuación, se estudia si la efectividad de la sincronización en un fondo de inversión tiene algún efecto en la evaluación de los resultados obtenidos por éste. Como un valor añadido de la gestión activa de la cartera, una correcta sincronización debería incidir positivamente en la evaluación final de la cartera. En este sentido, se ha estimado el índice de Sharpe mediante la expresión [13] para cada uno de los 71 fondos de la muestra. Se han agrupado los fondos de cada categoría

de menor a mayor índice de Sharpe. El cuadro 3 muestra los resultados alcanzados, formando cuatro tablas de contingencia, entre el índice de Sharpe y el signo del parámetro γ_{mp} , en las que se contrasta la hipótesis nula de independencia entre ambas características. Para la totalidad de los fondos de renta variable se obtiene un estadístico χ^2_1 igual a 5,85 por lo que, al 5% de significación, se rechaza dicha hipótesis. Así, la mayoría de fondos con mejor evaluación de resultados, respecto a la media de su categoría, son fondos que sincronizaron la volatilidad correctamente, es decir con coeficientes γ_{mp} con signo negativo. Sin embargo, para los fondos mixtos este estadístico toma un valor de 0,030 por lo que no se rechaza la hipótesis de independencia entre ambas variables. Por tanto, al comparar los fondos de renta variable y mixta, sólo en los primeros la sincronización en volatilidad y la evaluación de los resultados presentan cierta relación directa.

Cuadro 3: RELACIÓN ENTRE LA SINCRONIZACIÓN EN VOLATILIDAD Y LA EVALUACIÓN DE RESULTADOS, MEDIDA POR EL ÍNDICE DE SHARPE. SE CALCULA EL ÍNDICE DE CADA FONDO EVALUADO IS_p , AGRUPANDO SEGÚN SEA MAYOR O MENOR QUE LA MEDIA IS_{med} DE CADA CATEGORÍA DE FONDOS

		Número de fondos					
Tipo de fondo	Índice de Sharpe	Total	γ_{mp}		γ_{mp} con p-value<0,05		
			<0	>0	Total	<0	>0
RV	< IS_{med}	13	5	8	5	3	2
	> IS_{med}	13	11	2	8	7	1
	Total		16	10		10	3
RVM	< IS_{med}	23	13	10	16	10	6
	> IS_{med}	22	13	9	14	10	4
	Total		26	19		20	10

3.4. Evaluación conjunta de la sincronización en volatilidad y rendimiento

3.4.1. Análisis de la sincronización en volatilidad y rendimiento

En esta sección se introduce en la evaluación de la gestión de la cartera, la capacidad de sincronización con relación al rendimiento del mercado. De esta forma también se realiza un análisis de la robustez de los resultados obtenidos en la sección anterior. En primer lugar, es necesario analizar el efecto de la introducción del término de sincronización en rendimiento con relación a la estimación realizada en [9] de la sincronización en volatilidad. En el cuadro 4 se muestran los resultados de la estimación de [16]. Comparándolos con los alcanzados mediante [9] en el cuadro 3, se observa cómo prácticamente no existen diferencias entre ambos.

Cuadro 4: RESULTADOS OBTENIDOS PARA EL ANÁLISIS DE LA SINCRONIZACIÓN DE LOS FIM DE LA MUESTRA CON RELACIÓN A LA VOLATILIDAD DEL MERCADO, A PARTIR DE LA APLICACIÓN DEL MODELO [16]. SE INFORMA DEL SIGNO DEL PARÁMETRO γ_{mp} Y DEL NÚMERO DE CASOS EN LOS QUE RESULTA SIGNIFICATIVO

Número de fondos					
Tipo de fondo		$\gamma_{mp} < 0$	p-value < 0,05	$\gamma_{mp} > 0$	p-value < 0,05
RV	26	16	10	10	4
RVM	45	26	20	19	10
Total	71	42	30	29	14

Con relación a la sincronización en rendimiento, el cuadro 5 resume los resultados alcanzados. Se puede observar que de los 71 fondos analizados, 31 presentan un coeficiente de medida de sincronización significativamente distinto de cero, para un nivel del 5%. De éstos, en 5 ocasiones λ_{mp} presenta signo positivo y en 26 signo negativo. El modelo de beta dinámica [15] introducido en el modelo de regresión [16], supone una sincronización adecuada cuando el coeficiente λ_{mp} presente signo positivo. Los resultados muestran cómo para la mayoría de los fondos, λ_{mp} presenta signo negativo o no es significativo. Esto indica una ausencia de capacidad de sincronización, incluso de tipo contraria al mercado, en la mayoría de los casos analizados. Este resultado coincide con las conclusiones alcanzadas en parte de la literatura financiera.

Cuadro 5: RESULTADOS OBTENIDOS EN EL ANÁLISIS DE LA SINCRONIZACIÓN DE LOS FIM DE LA MUESTRA CON RELACIÓN AL RENDIMIENTO DEL MERCADO, A PARTIR DE LA APLICACIÓN DEL MODELO [16]. SE INFORMA DEL SIGNO DEL PARÁMETRO λ_{mp} Y DEL NÚMERO DE CASOS EN LOS QUE RESULTA SIGNIFICATIVO

Número de fondos					
Tipo de fondo		$\lambda_{mp} < 0$	p-value < 0,05	$\lambda_{mp} > 0$	p-value < 0,05
RV	26	17	4	9	2
RVM	45	36	22	9	3
Total	71	53	26	18	5

Con relación al efecto conjunto de sincronización, el cuadro 6 muestra la distribución de los casos en función del signo de los parámetros estimados en [16]. Para la totalidad de los fondos de renta variable la tabla de contingencia corres-

pendiente proporciona un estadístico χ_1^2 igual a 4,35 rechazándose entonces la hipótesis nula de independencia con un nivel del 5% de significación. Los valores teóricos para esta tabla bajo la hipótesis nula serían, de izquierda a derecha y de arriba a abajo, 10,5; 6,5; 5,5 y 3,5 respectivamente. Así que tal como se observa, existen desviaciones positivas (8-5,5) cuando $\lambda_{mp} > 0$ y $\gamma_{mp} < 0$, es decir cuando existe sincronización correcta tanto en rendimiento como en volatilidad. También se producen desviaciones positivas (9-6,5) cuando $\lambda_{mp} < 0$ y $\gamma_{mp} > 0$, es decir cuando existe sincronización incorrecta tanto en rendimiento como en volatilidad. Este mismo resultado se obtiene en aquellos fondos de renta variable en los que tanto sincronización en volatilidad como en rendimiento son significativos. Para el caso de los fondos de renta variable mixta, no se rechaza la hipótesis de independencia para los niveles habituales de significación. Por lo que, únicamente en el caso de los fondos de renta variable existe cierta relación directa entre la capacidad de sincronización en rendimiento y en volatilidad.

Cuadro 6: RELACIÓN ENTRE LA SINCRONIZACIÓN EN VOLATILIDAD Y SINCRONIZACIÓN EN RENDIMIENTO, MEDIDAS MEDIANTE LOS COEFICIENTES γ_{mp} Y λ_{mp} ESTIMADOS A PARTIR DE LA APLICACIÓN DEL MODELO [16]

Tipo de fondo		Número de fondos					
		Total	γ_{mp}		Total	con p-value < 0,05	
			<0	>0		<0	>0
RV	$\lambda_{mp} < 0$	17	8	9	2	0	2
	$\lambda_{mp} > 0$	9	8	1	2	2	0
	Total		16	10		2	2
RVM	$\lambda_{mp} < 0$	36	22	14	15	10	5
	$\lambda_{mp} > 0$	9	4	5	3	2	1
	Total		26	19		12	6

3.4.2. Efecto de la sincronización conjunta en la evaluación de los resultados

A partir de los resultados del cuadro 6 se ha calculado el efecto de la sincronización en la evaluación de los fondos de inversión de la muestra. Se han vuelto a construir tablas de contingencia que agrupan a los fondos bajo dos criterios: tipo de sincronización correcta con $\lambda_{mp} > 0$ y $\gamma_{mp} < 0$ e incorrecta con $\lambda_{mp} < 0$ y $\gamma_{mp} > 0$, y evaluación de resultados, con mayor y menor índice de Sharpe con relación a la media IS_{med} de cada grupo de fondos, renta variable y variable mixta. Los resultados se muestran en el cuadro 7. Para los fondos de renta variable la tabla de contingencia correspondiente proporciona un estadístico χ_1^2 igual a 4,735, rechazándose por tanto la hipótesis nula de independencia con un nivel del 5% de significación. Así, cierto número de fondos de renta variable con menor (mayor)

índice de Sharpe coinciden en presentar una sincronización incorrecta (correcta). Para los fondos de renta variable mixta no se puede rechazar esta hipótesis de independencia.

Cuadro 7: RELACIÓN ENTRE LA SINCRONIZACIÓN Y LA EVALUACIÓN DE RESULTADOS MEDIDA POR EL ÍNDICE DE SHARPE. SE CALCULA EL ÍNDICE DE CADA FONDO EVALUADO IS_p , AGRUPANDO SEGÚN SEA MAYOR O MENOR QUE LA MEDIA IS_{med} DE CADA CATEGORÍA DE FONDOS

		Número de fondos		
		Sincronización		
Tipo de fondo	Índice de Sharpe	Incorrecta	Correcta	Total
RV	$< IS_{med}$	7	2	9
	$> IS_{med}$	2	6	8
	Total	9	8	
RVM	$< IS_{med}$	7	2	9
	$> IS_{med}$	7	2	9
	Total	14	4	

3.5. *Análisis de estabilidad paramétrica y efecto en la evaluación de los FIM*

3.5.1. Análisis de estabilidad paramétrica

Se ha considerado una especificación dinámica que contemple cambios en la posición de riesgo sistemático. En este sentido, se ha planteado la estimación de la beta dinámica de los fondos mediante ventanas móviles de amplitud semestral y frecuencia diaria. En un momento $t-1$ se estima el parámetro β_{mpt-1} mediante [6] para un periodo semestral, después a esta ventana de estimación se le añade 1 día, sin perder el primero, para recoger únicamente el efecto de ese día al estimar β_{mpt} . La diferencia entre cada beta nos permite obtener $d\beta_{mpt}$ que recogerá la variación en el riesgo sistemático correspondiente al día t .

A continuación el cuadro 8 muestra una síntesis de los resultados de la estimación de [17], [18] y [19] observándose cómo no hay prácticamente diferencias según el modelo planteado. Con relación a la sincronización en volatilidad los resultados muestran cómo es mayor el número de fondos con parámetros ϕ_{op} negativos, es decir reducción de la posición de riesgo sistemático ante incrementos en la volatilidad del mercado. En cuanto a la sincronización con el rendimiento del mercado, la distribución del número de fondos en los que ésta es correcta e incorrecta, respectivamente, es similar al obtenido mediante el modelo de Treynor y Mazuy en aplicación del modelo [16], habiendo únicamente diferencias en la sig-

nificatividad de ϕ_{mp} , siendo mayor en el enfoque con betas dinámicas mediante ventana móvil.

Cuadro 8: RESUMEN DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS PARA EL ANÁLISIS DE LA SINCRONIZACIÓN DE LOS FIM DE LA MUESTRA, A PARTIR DE LA APLICACIÓN DE LOS MODELOS [17], [18] Y [19]. SE INFORMA DEL SIGNO DE CADA PARÁMETRO Y DEL NÚMERO DE CASOS EN LOS QUE RESULTA SIGNIFICATIVO

Panel A: Fondos de renta variable

		Número de fondos					
		Modelo [17]		Modelo [18]		Modelo [19]	
Parámetro		p-value <0,05		p-value <0,05		p-value <0,05	
ϕ_{mp}	<0	17	9			17	9
	>0	9	4			9	4
$\phi_{\sigma p}$	<0			22	13	22	13
	>0			4	2	4	2

Panel B: Fondos de renta variable mixta

		Número de fondos					
		Modelo [17]		Modelo [18]		Modelo [19]	
Parámetro		p-value <0,05		p-value <0,05		p-value <0,05	
ϕ_{mp}	<0	32	21			32	22
	>0	13	5			13	5
$\phi_{\sigma p}$	<0			40	23	40	23
	>0			5	1	5	1

3.5.2. Efecto de la sincronización conjunta en la evaluación de los resultados

También se ha analizado la relación entre la sincronización, medida con la beta dinámica, y la evaluación de los resultados alcanzados por los fondos mediante el índice de Sharpe. A partir de los resultados del cuadro 8 y mediante tablas de contingencia, se ha contrastado la hipótesis nula de independencia entre sincronización y evaluación de resultados. Para todos los fondos de la muestra y tanto para la capacidad de sincronización en rendimiento, como en volatilidad, como para el caso de la sincronización conjunta, no se puede rechazar la hipótesis de independencia.

3.5.3. Sincronización estructural y evaluación de resultados

A continuación se analiza la relación entre los cambios en la posición a largo plazo en el riesgo sistemático de cada fondo, a partir de la serie de la beta dinámica estimada, y la evaluación de sus resultados.

El cuadro 9 muestra los resultados de este análisis diferenciando entre fondos de RV y RVM. En primer lugar se ha calculado la variación de riesgo sistemático de cada uno de los fondos como la diferencia entre el principio (01/07/92) y el final del periodo muestral (31/03/98). Para la totalidad de los 26 fondos de renta variable se ha producido un aumento en la posición de riesgo. En principio, este resultado podría ser interpretado como el producto de una correcta sincronización estructural de los gestores, dada la tendencia alcista del mercado de renta variable durante este periodo. Por lo que concierne a los fondos de RVM los resultados son muy similares a los anteriores, pero no para la totalidad de los fondos.

Para evaluar el posible valor añadido de esta sincronización estructural, se han comparado los resultados de cada fondo con dos tipos de fondos sintéticos que responden a dos estrategias fundamentales de gestión pasiva. El primero ($S1$) replica el estilo del fondo el 01/07/92 de una forma constante, es decir reajusta la cartera al objeto de mantener estable el riesgo sistemático de la cartera. El segundo ($S2$) a partir del estilo estimado el 01/07/92 sigue una estrategia de comprar y mantener y en consecuencia está sujeto al efecto de la sincronización pasiva evidenciado por Matallín (2001). Este efecto se produce cuando al haber diferencias de rentabilidad en los activos que forman una cartera de inversión, existe una evolución implícita de las ponderaciones de esos activos en la cartera. Por ejemplo, un fondo que en enero de 1992 tuviera invertido el 70% de su cartera en renta variable y el 30% en deuda, y hubiera seguido una estrategia de comprar y mantener, llegaría a marzo de 1998 con un peso mayor de la inversión en renta variable, dada la tendencia alcista de este mercado.

Con el propósito de evaluar el resultado de la sincronización estructural en la evaluación de cada fondo se ha estimado el índice de Sharpe IS_p del fondo p . A continuación, se ha comparado este valor con el índice de Sharpe obtenido por cada uno de los fondos sintéticos de gestión pasiva, concretamente IS_{pS1} para la estrategia con reajuste de cartera y IS_{pS2} , para la estrategia de comprar y mantener. De esta forma se ha calculado la diferencia entre el índice de cada fondo p y el correspondiente al sintético tipo número 1, $\Delta IS_{p(p, S1)} = IS_p - IS_{pS1}$. Tal como muestra el cuadro 9, de los 26 fondos de RV con incremento en la beta, 11 obtenían un índice de Sharpe superior al del sintético y 15 un valor inferior. Por lo que existe una cierta mejoría en la eficiencia de los fondos con correcta sincronización estructural. Sin embargo, cuando se compara con el sintético número 2 y se calcula $\Delta IS_{p(p, S2)} = IS_p - IS_{pS2}$ tan sólo en 5 casos el fondo consigue superar a su correspondiente sintético. De esto se deduce que parte de la mejora en eficiencia por la sincronización estructural responde al efecto de la sincronización pasiva antes que a una gestión activa de los gestores. Para el caso de los fondos de RVM, un amplio número de fondos con incremento estructural en el riesgo sistemático no supera a sus respectivos sintéticos. Este mismo resultado se obtiene para la totalidad de los 7 fondos de RVM que presentan una sincronización estructural contraria o negativa.

También se ha analizado esta relación con respecto a la eficiencia de cada fondo. Así se ha calculado la diferencia entre el índice de Sharpe de cada fondo p y el Ibex 35 como $\Delta IS_{p(p,m)} = IS_p - IS_m$. Los 11 fondos de RV que superan al mercado presentan a su vez un índice mayor que el correspondiente a su sintético $S1$. Sin embargo cuando se compara con $S2$, se evidencia que 5 fondos lo superan, mientras que 6 quedan por debajo. Esto quiere decir que 5 de los 11 fondos que baten al Ibex 35, podrían haber conseguido este resultado siguiendo una estrategia de comprar y mantener; y que los otros 6 fondos que superan al Ibex 35 lo hacen proporcionando un determinado valor añadido que no resulta del mero hecho de seguir esta estrategia. Esta misma conclusión se obtiene para 6 de los 7 fondos de RVM que superan al Ibex35. Por otro lado, los 15 fondos de RV y los 37 de RVM que no superan al mercado, presentan un índice de Sharpe menor que $S1$, puesto que este sintético se ha construido como combinación lineal convexa entre el rendimiento del mercado, Ibex 35, y el activo libre de riesgo.

Cuadro 9: ANÁLISIS DE LA ESTABILIDAD ESTRUCTURAL Y EVALUACIÓN DE LOS RESULTADOS DE LOS FIM DE LA MUESTRA Y SU RELACIÓN CON LA EVALUACIÓN DE RESULTADOS

Núm. de fondos					
RV	Total	$\Delta IS_{p(p,S1)} > 0$	$\Delta IS_{p(p,S1)} < 0$	$\Delta IS_{p(p,S2)} > 0$	$\Delta IS_{p(p,S2)} < 0$
$\Delta Beta_p > 0$	26	11	15	5	21
$\Delta Beta_p < 0$	0	0	0	0	0
$\Delta IS_{p(p,m)} > 0$	11	11	0	5	6
$\Delta IS_{p(p,m)} < 0$	15	0	15	0	15

Núm. de fondos					
RVM	Total	$\Delta IS_{p(p,S1)} > 0$	$\Delta IS_{p(p,S1)} < 0$	$\Delta IS_{p(p,S2)} > 0$	$\Delta IS_{p(p,S2)} < 0$
$\Delta Beta_p > 0$	38	8	30	2	36
$\Delta Beta_p < 0$	7	0	7	0	7
$\Delta IS_{p(p,m)} > 0$	7	7	0	1	6
$\Delta IS_{p(p,m)} < 0$	38	1	37	1	37

3.6. Enfoque condicional de evaluación de resultados

En aplicación del enfoque condicional y con las variables informativas descritas en la sección 3.3, se ha estimado el modelo [21] para cada uno de los fondos de la muestra, mostrándose los resultados en el cuadro 10. Tal como se observa y en comparación con los resultados del cuadro 4, el número de fondos con parámetro γ_{mp} de signo negativo es mayor, sin embargo la significatividad es inferior.

Cuadro 10: RESULTADOS OBTENIDOS, PARA EL ANÁLISIS DE LA SINCRONIZACIÓN DE LOS FIM DE LA MUESTRA CON RELACIÓN A LA VOLATILIDAD DEL MERCADO, A PARTIR DE LA APLICACIÓN DEL MODELO [21]. SE INFORMA DEL SIGNO DEL PARÁMETRO γ_{mp} Y DEL NÚMERO DE CASOS EN LOS QUE RESULTA SIGNIFICATIVO

Tipo de fondo	Número de fondos				
	$\gamma_{mp} < 0$	p-value < 0,05	$\gamma_{mp} > 0$	p-value < 0,05	
RV	26	19	5	7	3
RVM	45	34	10	11	2
Total	71	53	15	18	5

Dado el marco teórico de este concepto, para evaluar los resultados de los fondos se ha utilizado la constante del modelo [21]. Analizando la relación entre ésta y la capacidad de sincronización en volatilidad no se puede rechazar la hipótesis de independencia entre ambas.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo ha tenido como objetivo fundamental el análisis de la capacidad de sincronización de los fondos de inversión con relación a la volatilidad del mercado de renta variable, concretamente del índice Ibex35. La sincronización en volatilidad consiste básicamente en una reducción del nivel de riesgo sistemático de la cartera gestionada en aquellos momentos de mayor volatilidad. La disminución de riesgo en la cartera, y la existencia de relación nula o de signo negativo entre la volatilidad y el rendimiento del mercado, conlleva una mejora en la evaluación de la cartera. La implementación de la sincronización en volatilidad se realiza mediante una especificación de beta dinámica formada por una beta objetivo a largo plazo y un componente que recoge el efecto de esta sincronización.

Para el periodo muestral analizado y con una periodicidad diaria, se ha realizado una estimación de la volatilidad condicional mediante un modelo EGARCH. En concordancia con el fundamento teórico planteado y la evidencia empírica de otros trabajos de la literatura financiera, la correlación entre el rendimiento del mercado y la volatilidad condicional toma un valor próximo a cero y con signo negativo. Para una muestra de Fondos de Inversión Mobiliaria de renta variable y variable mixta, los resultados del análisis evidencian un determinado número de casos en los que el coeficiente de sincronización en volatilidad resulta significativo y con signo negativo. Esto supone una reducción del riesgo sistemático en aquellos momentos de mayor volatilidad. A partir de los resultados anteriores se ha analizado el efecto de la sincronización en volatilidad en la eficiencia de los fondos evaluados. Para los fondos de renta variable existe cierta relación directa entre sincronización y eficiencia. En el caso de los fondos de renta variable mixta no se puede rechazar la hipótesis de independencia entre ambas variables.

Al objeto de analizar la robustez de los resultados anteriores, se ha realizado un estudio conjunto de la sincronización en volatilidad y la sincronización en rendimiento. Al introducir en el modelo de regresión el efecto de la sincronización en rendimiento, los resultados de la sincronización en volatilidad son muy similares a los alcanzados anteriormente.

Con relación a los resultados de la sincronización en rendimiento, la mayoría de los coeficientes no resultan significativos. Dentro de los coeficientes significativos, la amplia mayoría presentan signo negativo. De estos resultados se deduce la ausencia generalizada de capacidad de sincronización con el rendimiento del mercado. Incluso se evidencia la existencia de sincronización contraria o perversa. Estos resultados son similares a los evidenciados en trabajos anteriores de la literatura financiera. Si se comparan ambas estrategias de sincronización, la capacidad de anticipación de la volatilidad es superior a la existente en el caso del rendimiento.

También se han considerado otras especificaciones que contemplan cambios en la posición de riesgo. Así se ha realizado una evaluación condicional, obteniéndose resultados similares a los alcanzados incondicionalmente. Por otra parte, se ha realizado una estimación de la posición de riesgo de los fondos mediante ventanas móviles. A partir de esta estimación se ha vuelto a evaluar la capacidad de sincronización tanto en rendimiento como en volatilidad, no existiendo diferencias relevantes.

ANEXO A

Cuadro A1: MUESTRA DE FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA.
NÚMERO DE REGISTRO EN LA COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES,
DENOMINACIÓN Y CLASIFICACIÓN TRIMESTRAL MEDIA DURANTE EL PERIODO
DE ANÁLISIS, 01/01/1992 A 31/03/1998. EL TÉRMINO RV REPRESENTA RENTA
VARIABLE Y RVM REPRESENTA RENTA VATRIABLE MIXTA

Número registro CNMV	Denominación	Clasif.	Número registro CNMV	Denominación	Clasif.
12	FIBANC CRECIMIENTO FIM	RV	73	BANESTO MIXTO VAR. FIM	RVM
32	FONCAIXA BOLSA 5 FIM	RV	87	FONNAVARRA FIM	RVM
36	URQUIJO INDICE FIM	RV	91	FONDBARCLAYS 3 FIM	RVM
46	EDM INVERSION FIM	RV	98	IBERLION VALOR FIM	RVM
55	BBV INDICE FIM	RV	102	CHASE BOLSA FIM	RVM
58	BCH ACCIONES FIM	RV	113	FONCATALANA 4 GLOB. FIM	RVM
59	BK FONDO FIM	RV	114	FINGEST BOLSA FIM	RVM
77	ARGENT. BEX BOLSA FIM	RV	124	KUTXAFOND FIM	RVM
80	BBV BOLSA FIM	RV	126	GENERAL COMMERCE FIM	RVM
82	PROMOBOLSA FIM	RV	139	PLUSMADRID FIM	RVM
90	FONDBARCLAYS 2 FIM	RV	148	PLUSCARTERA FIM	RVM
104	METAVALOR FIM	RV	157	IBERCAJA CAPITAL FIM	RVM

Cuadro A1: MUESTRA DE FONDOS DE INVERSIÓN MOBILIARIA.
NÚMERO DE REGISTRO EN LA COMISIÓN NACIONAL DEL MERCADO DE VALORES,
DENOMINACIÓN Y CLASIFICACIÓN TRIMESTRAL MEDIA DURANTE EL PERIODO
DE ANÁLISIS, 01/01/1992 A 31/03/1998. EL TÉRMINO RV REPRESENTA RENTA
VARIABLE Y RVM REPRESENTA RENTA VARIABLE MIXTA (continuación)

Número registro CNMV	Denominación	Clasif.	Número registro CNMV	Denominación	Clasif.
108	BSN ACCIONES FIM	RV	158	IBERCAJA RENTA FIM	RVM
131	ARG. POSTAL BOLSA FIM	RV	159	BOLSINDEX FIM	RVM
136	IBERLION BOLSA FIM	RV	160	CUENTAFONDO BOLSA FIM	RVM
137	BETA CRECIMIENTO FIM	RV	169	ALHAMBRA FIM	RVM
151	INVERBAN FONBOLSA FIM	RV	178	FON FINECO AHORRO FIM	RVM
164	AB BOLSA FIM	RV	184	INDEXBOLSA FIM	RVM
168	BM-DINERBOLSA FIM	RV	187	FONDMAPFRE BOLSA FIM	RVM
174	FONCAFIX FIM	RV	193	BG IZARBE FIM	RVM
186	FONBOLSA FIM	RV	211	FONQUIVIR FIM	RVM
210	GREEN FUND FIM	RV	215	ALMAGRO VALORES FIM	RVM
223	BANIF RV FIM	RV	219	EUROAGENTES BOLSA FIM	RVM
228	CITIFONDO RV FIM	RV	222	ABA FONDO FIM	RVM
229	FONVENTURE FIM	RV	227	FONPATRIMONIO FIM	RVM
262	ARCALIA BOLSA FIM	RV	233	HERRERO CRECIMIENTO FIM	RVM
8	SANTANDER 80/20 FIM	RVM	246	PRIVANZA BOLSA FIM	RVM
24	BCH MIXTO RV FIM	RVM	248	FON FINECO I FIM	RVM
29	BBV FONBANCAYA FIM	RVM	252	RIVA Y G. ACC. I FIM	RVM
30	AHORROFONDO FIM	RVM	265	DB MIXTA FIM	RVM
33	FONCAIXA BOLSA 33 FIM	RVM	270	BOLSIMED FIM	RVM
38	EUROVALOR I FIM	RVM	276	FONALCALA FIM	RVM
40	FONDGESKOA FIM	RVM	279	CAVALRENTA FIM	RVM
41	INDOSUEZ BOLSA FIM	RVM	282	KUTXAVALOR FIM	RVM
49	BANZAFONDO FIM	RVM	288	DB MIXTA II FIM	RVM
56	BBV RENDIMIENTO FIM	RVM			

ANEXO B

B.1. Análisis incondicional de la relación entre rendimiento y riesgo

En primer lugar se ha realizado un análisis incondicional con datos mensuales de la relación entre rendimiento y riesgo, mediante el modelo de regresión [b1]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_2 \sigma_{mt} + \lambda_3 \sigma_{mdt} + u_t \quad [b1]$$

donde σ_{mt} es la desviación típica de los rendimientos diarios del mercado durante el mes t , σ_{mdt} es la covarianza mensual en t , entre el rendimiento diario del mercado y el rendimiento diario de una cartera de Deuda Pública a medio y largo plazo, siendo R_{mt} el rendimiento del mercado en el mes t .

Utilizando datos mensuales según la especificación del modelo [b1], la correlación entre R_{mt} , el rendimiento del mercado y la desviación típica mensual, σ_{mt} , calculada a partir de datos diarios, es de $-0,238$ y la correlación entre el rendimiento y σ_{mdt} , la covarianza mensual en t , entre el rendimiento diario del mercado y el rendimiento diario de la cartera de deuda, es de $-0,299$. Siendo consistente con el signo de estas dos relaciones, la correlación entre σ_{mt} y σ_{mdt} es positiva, tomando un valor de $0,381$. La estimación del modelo [b1] con y sin el factor de la covarianza, corresponde respectivamente a los modelos [b1.1] y [b1.2] del cuadro B1. Como se puede observar, la prima por riesgo resulta negativa y significativa en el primer modelo y no significativa cuando se introduce la covarianza.

Dada la correlación existente entre los regresores, éstos se han ortogonalizado: en el modelo [b1.3] se ha ortogonalizado la covarianza con relación a la desviación típica y en [b1.4] se ha procedido de forma inversa. Como se puede observar el parámetro λ_2 es significativo y negativo en ambos casos. Especialmente cuando se mantiene como factor original la covarianza y se ortogonaliza la desviación típica, la capacidad explicativa es mayor. Este resultado indica que para explicar el rendimiento del mercado, como en los trabajos de Whitelaw (2000) y Alonso y Restoy (1995), existe un mayor efecto de la covarianza con el resto de oportunidades de inversión, que de la propia desviación típica del mercado. También es interesante indicar que la constante de las regresiones es positiva y significativa, siendo consistente este valor con los resultados positivos del Ibex 35 durante el periodo muestral analizado.

Cuadro B1: ESTIMACIÓN INCONDICIONAL DE LA RELACIÓN ENTRE RENDIMIENTO Y RIESGO, CON DATOS MENSUALES ELABORADOS A PARTIR DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS DEL IBEX35 PARA EL PERIODO MUESTRAL ANALIZADO, MEDIANTE EL MODELO DE REGRESIÓN [B1]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_2 \sigma_{mt} + \lambda_3 \sigma_{mdt} + u_t \quad [b1]$$

donde σ_{mt} es la desviación típica de los rendimientos diarios del mercado durante el mes t , σ_{mdt} es la covarianza mensual en t , entre el rendimiento diario del mercado y el rendimiento diario de una cartera de Deuda Pública a medio y largo plazo, siendo R_{mt} el rendimiento del mercado en el mes t

Parámetro	Modelo [b1.1]	Modelo [b1.2]	Modelo [b1.3]	Modelo [b1.4]
λ_0	0,055	0,054	0,054	0,031
Prob. crítica	(0,0113)	(0,0114)	(0,0105)	(0,0105)
λ_2	-4,084	-2,426	-4,082	-4,643
Prob. crítica	(0,0407)	(0,2450)	(0,0359)	(0,0385)
λ_3		-1,097,86	-1,222,19	-1,294,68
Prob. crítica		(0,0381)	(0,0296)	(0,008)
R ² ajustado.	0,0432	0,0865	0,0932	0,1194
Prob. estadístico F	(0,0407)	(0,0144)	(0,0116)	(0,0041)

B.2. Análisis condicional de la relación entre rendimiento y riesgo

En segundo lugar se ha estimado la relación entre rendimiento y riesgo mediante las especificaciones planteadas en Scruggs (1998) y otros modelos que permiten asimetrías contemporáneas en la relación entre rendimiento y varianza condicional. A continuación se especifican los modelos analizados. En todos los modelos se han utilizado rendimientos en exceso del Ibex 35 con periodicidad diaria y la estimación se ha realizado mediante máxima verosimilitud. Las bases de datos y el periodo muestral son los mismos que los utilizados en el resto del trabajo, desde enero de 1992 a marzo de 1998.

El primer modelo, [b2.1] plantea un GARCH-M para explicar el rendimiento del mercado, incluyendo la variable endógena retardada para corregir autocorrelación.

Modelo [b2.1]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt}$$

$$\varepsilon_{mt} | \Omega_{t-1} \sim t(0, \sigma_{mt}^2, \nu)$$

$$\ln \sigma_{mt}^2 = w_0 + \alpha_m g(\psi_{mt-1}) + \beta_m \ln(\sigma_{mt-1}^2)$$

$$g(\psi_{mt-1}) = (\psi_{mt-1} | - E_{t-1}[\psi_{mt-1}]) + \theta \psi_{mt-1}; \quad \psi_{mt-1} = \frac{\varepsilon_{mt-1}}{\sigma_{mt-1}}$$

$$E|\psi_{mt-1}| = (2/\pi)^{0.5} (\Gamma(\nu - 1)/2) / \Gamma(\nu/2)$$

Donde: Ω_{t-1} es el conjunto de información en $t-1$ y ν los grados de libertad de la distribución t - Student.

El siguiente modelo [b2.2], al igual que el anterior, plantea como variables explicativas del rendimiento el valor retardado y la varianza condicional, pero en esta ocasión también se especifica un modelo bivariante EGARCH con correlación constante entre R_{mt} , el rendimiento en exceso del mercado y R_{dt} , el rendimiento de una cartera a medio y largo plazo, donde se ha incluido como variable explicativa de las varianzas condicionales de ambos mercados el rendimiento del activo libre de riesgo r_{ft} .

Modelo [b2.2]

$$\begin{aligned}
 R_{mt} &= \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt} \\
 R_{dt} &= \mu_{dt} + \zeta_1 R_{dt-1} + \varepsilon_{dt} \\
 \begin{pmatrix} \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{dt} \end{pmatrix} &\approx t(0, H_t, \nu) \\
 Ln(\sigma_{mt}^2) &= \omega_m + \alpha_m g(\psi_{mt-1}) + \beta_m \ln(\sigma_{mt}^2) + \gamma_m r_{ft} \\
 Ln(\sigma_{dt}^2) &= \omega_d + \alpha_d g(\psi_{dt-1}) + \beta_d \ln(\sigma_{dt}^2) + \gamma_d r_{ft} \\
 \sigma_{mdt} &= \rho \sigma_{mt} \sigma_{dt} \\
 g(\psi_{mt-1}) &= (\psi_{mt-1} | - E_{t-1}[\psi_{mt-1}]) + \theta_m \psi_{mt-1} \\
 g(\psi_{dt-1}) &= (\psi_{dt-1} | - E_{t-1}[\psi_{dt-1}]) + \theta_d \psi_{dt-1} \\
 \psi_{t-1} &= \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad \forall I = m, d
 \end{aligned}$$

En el modelo [b2.3], se incluye como factor explicativo adicional la covarianza condicional entre el rendimiento del mercado y el rendimiento de la cartera de deuda a medio y largo plazo de los índices AFI. Esta cartera representa el conjunto de oportunidades de inversión. La introducción de un segundo factor tiene su apoyo teórico en el trabajo de Merton (1973) y algunos ejemplos de aplicaciones empíricas son los trabajos de Alonso y Restoy (1995) y Scruggs (1998). La única diferencia respecto al segundo modelo presentado, se produce en la definición de la ecuación de la media del rendimiento en exceso de mercado, tal como se muestra en la siguiente expresión:

Modelo [b2.3]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \sigma_{mdt} + \varepsilon_{mt}$$

A efectos de considerar las relaciones existentes entre la varianza del mercado y la covarianza de la cartera de bonos, se ha procedido a ortogonalizar ambos factores, tal como se recoge en el modelo [b2.4], siendo el resto de expresiones las mismas que las recogidas en el modelo [b2.2].

Modelo [b2.4]

$$\begin{aligned}
 R_{mt} &= \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \mu_{mdt} + \varepsilon_{mt} \\
 \text{Donde :} \\
 \mu_{md} &= \sigma_{mt} - \alpha_0 - \alpha_1 \sigma_{mdt}
 \end{aligned}$$

A continuación se ha planteado el modelo [b2.5] que incluye de forma adicional, con relación a los modelos de Scruggs (1998), la presencia de un efecto asimétrico de la relación entre rendimiento y varianza condicional. Este modelo nos permitirá analizar si la relación entre la prima de riesgo y su volatilidad dependen del signo del mercado. En definitiva, si dicha relación varía dependiendo de si el mercado se encuentra en una situación alcista o bajista. Sólo se recoge la especificación que cambia respecto al modelo [b2.2].

Modelo [b2.5]

$$R_{mt} = \lambda_0 + \lambda_1 R_{mt-1} + \lambda_m \sigma_{mt} + \lambda_d \mu_{mdt} + \lambda_{d1} D_t \sigma_{mt} + \varepsilon_{mt}$$

Donde :

$$\mu_{mdt} = \sigma_{mt} - \alpha_0 - \alpha_1 \sigma_{mdt}$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{si } R_{mt} < 0 \\ 0 & \text{si } R_{mt} > 0 \end{cases}$$

El cuadro B2 muestra una síntesis de los resultados alcanzados en la estimación de estos modelos. En primer lugar, la aplicación del modelo [b2.1] es consistente con la correlación lineal existente entre rendimiento y riesgo. Así, el parámetro que mide la relación entre rendimiento y riesgo, λ_m presenta signo negativo y no es significativo.

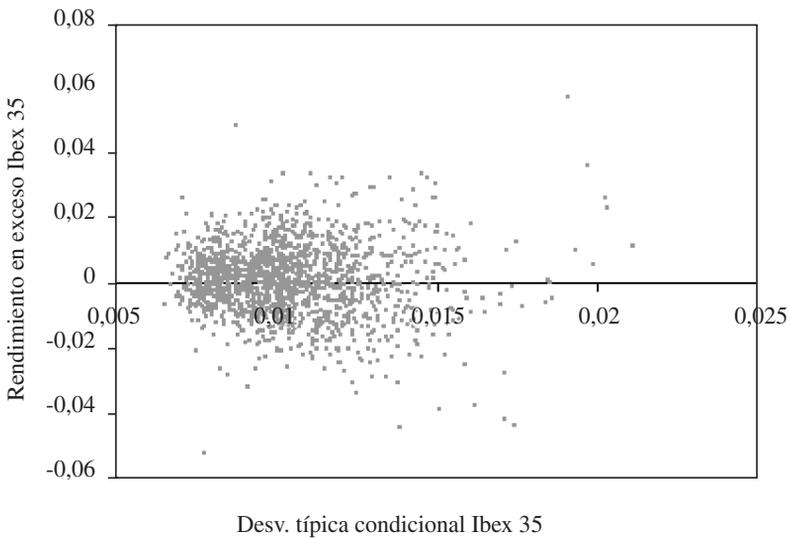
En el modelo [b2.2] la relación entre rendimiento y riesgo es positiva pero no significativa y la constante toma signo negativo sin ser tampoco significativa. En el siguiente modelo [b2.3] se presentan los resultados de incluir un segundo factor explicativo, consistente en la covarianza entre mercado y deuda. Estos resultados son similares a los alcanzados en el trabajo de Scruggs (1998), en el mercado norteamericano y con datos mensuales. Los resultados de este trabajo han sido la base para mostrar una evidencia empírica de relación positiva entre rendimiento y riesgo. Así la relación entre rendimiento y riesgo resulta positiva y parcialmente significativa, pero lo más interesante es cómo la constante toma un valor ampliamente negativo y significativo.

En el modelo [b2.4] se ha realizado una ortogonalización de los dos regresores y tal como se aprecia, la relación entre rendimiento y riesgo toma valores muy similares a los alcanzados en el modelo [b2.1], siendo significativa y negativa la relación entre rendimiento y covarianza.

Antes de aplicar el modelo [b2.5] se puede observar en el gráfico B1 el gráfico de dispersión entre el rendimiento en exceso del Ibx 35 y la desviación típica condicional. Tal como se puede observar no existe una clara relación entre ambas magnitudes. Se realizaron diferentes estimaciones a partir de modificaciones del modelo [b2.2], observando una correlación negativa en las estimaciones de la constante del modelo y la pendiente que relaciona rendimiento y desviación típica. De forma, que cuanto mayor resultaba la pendiente, más negativos eran los valores que tomaba la constante. Dado el gráfico de dispersión y ante una posible no correcta especificación del modelo [b2.3] se ha diseñado el modelo [b2.5] que

incorporaba dos pendientes distintas, una para rendimientos en exceso del Ibex 35 de signo positivo λ_m y otra para los negativos igual a $\lambda_m + \lambda_{d1}$. Tal como se podría anticipar por la forma del gráfico de dispersión, para los rendimientos en exceso positivos la pendiente resulta positiva y significativa y para los rendimientos negativos, la pendiente toma valor significativo y negativo. Por tanto, mayores rendimientos en valor absoluto, están relacionados con mayor volatilidad condicional, pero la relación en signo no es tan evidente, por lo menos con datos diarios y los modelos y periodo muestral objetos de estudio.

Gráfico B1: GRÁFICO DE DISPERSIÓN DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS DEL IBEX 35 EN EXCESO SOBRE EL ACTIVO LIBRE DE RIESGO Y LA CORRESPONDIENTE ESTIMACIÓN CONDICIONAL DE LA DESVIACIÓN TÍPICA MEDIANTE [10]-[12], CON DATOS DIARIOS Y PARA EL PERIODO MUESTRAL DE ENERO DE 1992 A MARZO DE 1998



Cuadro B2: ESTIMACIÓN CONDICIONAL DE LA RELACIÓN ENTRE RENDIMIENTO Y RIESGO, CON DATOS DIARIOS DE LOS RENDIMIENTOS DIARIOS DEL IBEX35 Y LA CARTERA AFI DE DEUDA A MEDIO Y LARGO PLAZO, PARA EL PERIODO MUESTRAL ANALIZADO, Y MEDIANTE DIFERENTES MODELOS

Parámetro	Modelo [b2.1]	Modelo [b2.2]	Modelo [b2.3]	Modelo [b2.4]	Modelo [b2.5]
Panel A: Parámetros media condicional					
λ_0	0,0591	0,008	-0,1482	-0,0150	-0,0468
Prob. crítica	(0,6009)	(0,9225)	(0,00)	(0,8670)	(0,3732)
λ_1	0,1391	0,0816	0,0896	0,0734	0,0203
Prob. crítica	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,1751)
λ_m	-0,0071	0,0372	0,2542	0,0734	1,1123
Prob. Crítica	(0,9509)	(0,6105)	(0,0544)	(0,4004)	(0,00)
λ_d			-0,7502	-0,9010	-0,1098
Prob. crítica			(0,1151)	(0,0319)	(0,6906)
λ_{d1}					-1,9609
Prob. crítica					(0,00)
μ_d		0,0164	0,0176	0,0175	0,0175
Prob. crítica		(0,00)	(0,0061)	(0,0066)	(0,0061)
ζ		0,0956	0,1255	0,0958	0,0976
Prob. crítica		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Panel B: Parámetros varianza condicional					
ω_m	-0,466	0,6840	-0,0082	-0,0028	-0,1376
Prob. crítica	(0,0022)	(0,8408)	(0,4844)	(0,0831)	(0,00)
α_m	0,1584	0,1775	0,1306	0,1527	0,2018
Prob. crítica	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
β_m	0,9725	0,9773	0,9794	0,9774	0,9476
Prob. crítica	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
θ_m	-0,2308	0,1956	0,1128	0,2061	0,1654
Prob. crítica	(0,0305)	(0,0981)	(0,2274)	(0,0513)	(0,0039)
γ_m		-0,385	-0,4731	-0,2769	-0,7111
Prob. crítica		(0,2863)	(0,0686)	(0,3637)	(0,0159)
ω_d		0,8859	-0,1289	-0,1423	-0,1980
Prob. crítica		(0,5870)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
α_d		0,2552	0,2252	0,2196	0,2245
Prob. crítica		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
β_d		0,9742	0,9674	0,9715	0,9750
Prob. crítica		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
θ_d		0,1885	0,2197	0,2218	0,1938
Prob. crítica		(0,0209)	(0,00)	(0,0029)	(0,0142)
γ_d		0,2692	0,1238	0,4380	0,2198
Prob. crítica		(0,5818)	(0,74582)	(0,3061)	(0,6302)
ρ		0,4717	0,4591	0,4674	0,2968
Prob. crítica		(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
v	10,713	3,8914	8,6448	7,5091	5,3508
Prob. crítica	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
LFV	-2225,8983	-526,1744	-511,2895	-503,2139	147,6442

Nota: Las estimaciones de los diferentes modelos se han realizado mediante máxima verosimilitud, bajo el supuesto de distribución *t*-Student, utilizando el algoritmo de estimación Berndt *et al.* (1974) (BHHH). LFV es el valor de la función de máxima verosimilitud.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ackermann, C., R. Mcenally y D. Ravenscraft (1999): "The performance of hedge funds: risk, return and incentives", *Journal of Finance*, vol. 54, 3, págs. 833-873.
- Alcalá, J., A. Bachiller y P. Olave (1993): "Prima de riesgo y volatilidad en el mercado de valores español", *Revista de economía Aplicada*, vol. 1, 3, págs. 95-117.
- Alonso, F. y F. Restoy (1995): "La remuneración de la volatilidad en el mercado español de renta variable", documento de trabajo 9508, Banco de España, Madrid.
- Álvarez, J. (1995): "Análisis de los fondos de inversión de renta fija en España", *Investigaciones Económicas*, vol. 19, 3, págs. 475-488.
- Backus, D. y A. Gregory (1993): "Theoretical relations between risk premiums and conditional variances", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 11, 12, págs. 177-185.
- Basarrate, B. y G. Rubio (1999): "Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain", *Applied Financial Economics*, 9, págs. 273-281.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman (1974): "Estimation and inference in Non-Linear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 3, págs. 653-665.
- Bhattacharya, S. y P. Pfleiderer (1983): "A Note on Performance Evaluation", Technical Report 714, Stanford University.
- Bera, A. y C. Jarque (1981): "An efficient large-sample test for normality of observations and regression residuals", Working papers in Econometrics, 40, Australian National University, Canberra.
- Bollen, N. y J. Busse (2001): "On the Timing Ability of Mutual Fund Managers", *Journal of Finance* 56, 3, págs. 1075-1094.
- Boudoukh, J., M. Richardson y Whitelaw (1997): "Nonlinearities in the relation between the equity risk premium and the term structure", *Management Science*, vol. 43, 3, págs. 371-385.
- Busse, J. (1999): "Volatility timing in mutual funds: Evidence from daily returns", *The Review of Financial Studies*, vol. 12, 5, págs. 1009-1041.
- Campbell, J. (1987): "Stock returns and the term structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 18, 2, págs. 373-399.
- Chang, E. y W. Lewellen (1984): "Market timing and mutual fund investment performance", *Journal of Business*, vol. 57, 1, págs. 57-72.
- Chen, Z. y Knez (1996): "Portfolio measurement: Theory and applications", *Review of Financial Studies*, vol. 9, 2, págs. 511-555.
- Cheng-Few, L. y J. Clark (1994): "Investment horizon and mutual fund performance: A theoretical analysis and empirical investigation", *Advances in Financial Planning and Forecasting*, 5, págs. 79-102.
- Chow, G. (1960): "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica*, vol. 28, 3, págs. 591-605.
- Christopherson J., W. Ferson y D. Glassman (1998): "Conditioning manager alphas on economic information: Another look at the persistence of performance", *Review of Financial Studies*, vol. 11, 1, págs. 111-142.
- CNMV (1999): "Carta de 28 de junio dirigida a los Presidentes de las Sociedades Gestoras de Instituciones de Inversión Colectiva", Comisión Nacional del Mercado de Valores, Madrid.

- Coggin, D., F. Fabozzi y S. Rahman (1993): "The investment performance of U.S. equity pension fund managers: An empirical investigation", *The Journal of Finance*, vol. 48, 3, págs. 1039-1055.
- Edelen, R. (1999): "Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds", *Journal of Financial Economics*, vol. 53, 3, págs. 439-466.
- Elton, E., M. Gruber, S. Das y M. Hlavka (1993): "Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios", *Review of Financial Studies*, vol. 6, 1, págs. 1-22.
- Engle, R. (1982): "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation", *Econometrica*, vol. 50, 4, págs. 987-1008.
- Ezquiaga, I. y R. Knop (1994): "Los índices de renta fija y su utilización en la gestión de carteras: Los índices AFP", *Análisis Financiero*, 62, págs. 22-37.
- Faff, R. y R. Brooks (1998): "Time-varying beta risk for Australian industry portfolios: An exploratory analysis", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 25, 5/6, págs. 721-745.
- Ferson, W. y C. Harvey (1991): "The variation of economic risk premiums", *Journal of Political Economy*, vol. 99, 2, págs. 385-415.
- Ferson, W. y R. Schadt (1996): "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *Journal of Finance*, vol. 51, 2, págs. 425-461.
- Fleming, J., C. Kirby y B. Ostdiek (2001): "The economic value of volatility timing", *Journal of Finance*, vol. 56, 1, págs. 329-352.
- Freixas, X., J. Marín, M. Martínez y G. Rubio (1997): "La evaluación de los fondos de inversión en España", Biblioteca Civitas de Economía, Estudios Monográficos.
- French, K., W. Schewert y R. Stambaugh (1987): "Expected stock returns and variance", *Journal of Financial Economics*, 19, págs. 3-29.
- Gallo, J. y L. Lockwood (1999): "Fund management changes and equity style shifts", *Financial Analysts Journal*, vol. 55, 5, págs. 44-52.
- Glosten, L., R. Jagannathan y D. Runkle (1993): "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *The Journal of Finance*, vol. 48, 5, págs. 1779-1801.
- Goetzmann, W. y J. Ingersoll (1998): "Monthly measurement of daily timer", w.p. Yale School of Management, New Haven.
- Goodwin, T. (1998): "The information ratio", *Financial Analysts Journal*, vol. 54, 4, págs. 34-43.
- Grinblatt, M. y S. Titman (1989a): "Portfolio performance evaluation: Old issues and new insights", *Review of Financial Studies*, vol. 2, 3, págs. 393-421.
- Grinblatt, M. y S. Titman (1989b): "Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings", *Journal of Business*, vol. 62, 3, págs. 393-416.
- Harvey, C. (1989): "Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models", *Journal of Financial Economics*, 24, págs. 289-317.
- Henriksson, R. (1984): "Market timing and mutual fund performance: An empirical investigation", *Journal of Business*, vol. 57, 1, págs. 73-96.
- Henriksson, R. y R. Merton (1981): "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills", *Journal of Business*, vol. 54, 4, págs. 513-533.
- Hentschel, L. (1995): "All in the family. Nesting symmetric and asymmetric GARCH models", *Journal of Financial Economics*, vol. 39, 1, págs. 71-104.

- Hodges, C., W. Taylor y J. Yoder (1997): "Stocks, bonds, the Sharpe ratio, and the investment horizon", *Financial Analysts Journal*, vol. 53, 6, págs. 74-80.
- Jagannathan R. y R. Korajczyk (1986): "Assessing the market timing performance of managed portfolios", *Journal of Business*, vol. 59, 2, págs. 217-235.
- Jensen, M. (1968): "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *Journal of Finance*, vol. 23, 2, págs. 389-415.
- Kon, S. y F. Jen (1978): "Estimation of time-varying systematic risk and performance for mutual fund portfolios: An application of switching regression", *The Journal of Finance*, vol. 33, 2, págs. 457-475.
- Kon, S. y P. Lau (1979): "Specification tests for portfolio regression parameter stationarity and the implications for empirical research", *The Journal of Finance*, vol. 34, 2, págs. 451-472.
- Kothari, S. y J. Warner (2001): "Evaluating mutual fund performance", *Journal of Finance*, vol. 56, 5, págs. 1985-2010.
- León, A. y J. Mora (1999): "Modelling conditional heteroskedasticity: Application to the Ibex35 stock-return index", *Spanish Economic Review*, vol. 1, 3, págs. 215-238.
- Marín, J. y G. Rubio (2001): *Economía Financiera*, Antoni Bosh Editor, Barcelona.
- Martínez, M. (2001): "El puzzle de los fondos de inversión en España: un enfoque de demanda", *Moneda y Crédito*, 213, págs. 129-154.
- Matallín, J. (2001): "Sincronización pasiva en la gestión de carteras", *Revista de Contabilidad y Tributación, CEF*, núm. 216, págs. 123-158.
- Matallín, J. y M. Fernández (1999): "Análisis de la performance a través del estilo del fondo de inversión", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 28, 99, págs. 413-442.
- Merton, R. (1973): "An intertemporal asset pricing model", *Econometrica*, vol. 41, págs. 867-888.
- Merton, R. (1981): "On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts", *Journal of Business*, vol. 54, 3, págs. 363-406.
- Nelson, D. (1991): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, vol. 59, 2, págs. 347-370.
- Pástor, L. y R. Stambaugh (2002): "Investing in equity mutual funds", *Journal of Financial Economics*, vol. 63, 3, págs. 351-380.
- Rubinstein, M. (1973): "A comparative statics analysis of risk premiums", *Journal of Business*, vol. 46, 4, págs. 605-615.
- Rubio, G. (1992): "La evaluación de los fondos de inversión: El análisis de la composición mensual de la cartera", *Revista Española de Economía*, monográfico: Mercados Financieros Españoles, págs. 7-32.
- Rubio, G. (1993): "Performance measurement of managed portfolios: a survey", *Investigaciones Económicas*, vol. 17, 1, págs. 3-41.
- Rubio, G. (1995): "Further evidence on performance evaluation: Portfolio holdings, recommendations, and turnover costs", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol. 5, 2, págs. 127-153.
- Russell, G., M. Impson y I. Karafiath (1994): "An empirical investigation of beta stability: Portfolios vs. individual securities", *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 21, 6, págs. 909-916.
- Sauer, D. (1997): "Information content of prior period mutual fund performance rankings", *Journal of Economics and Business*, vol. 49, 6, págs. 549-567.

- Scruggs, J. (1998): "Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach", *The Journal of Finance*, vol. 53, 2, págs. 575-603.
- Sharpe, W. (1966): "Mutual fund performance", *Journal of Business*, vol. 31, 1, págs. 119-138.
- Treynor, J. y M. Mazuy (1966): "Can mutual funds outguess the market?", *Harvard Business Review*, vol. 44, 4, págs. 131-136.
- Turner, C., R. Startz y C. Nelson (1989): "A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market", *Journal of Financial Economics*, 25, págs. 3-22.
- Volkman, D. (1999): "Market volatility and perverse timing performance of mutual fund managers", *The Journal of Financial Research*, vol. 22, 4, págs. 449-470.
- Wenchi-Kao, G., L. Cheng y K. Chan (1998): "International mutual fund selectivity and market timing during up and down market conditions", *The Financial Review*, vol. 33, 2, págs. 127-144.
- Whitelaw, R. (1994): "Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns", *Journal of Finance*, vol. 49, 2, págs. 515-541.
- Whitelaw, R. (2000): "Risk and return: Some new edidence", working paper, <http://www.stern.nyu.edu/~rwhitela/research.html>

Fecha de recepción del original: noviembre, 2000

Versión final: junio, 2003

ABSTRACT

The aim of this study is to analyse the volatility timing capacity of Spanish mutual funds in relation to market risk. This consists of reducing a portfolio's systematic risk during moments of high volatility, with the aim of decreasing the portfolio's risk and improving its performance. Based on daily data, the results of the study show the volatility timing to be correct in a large number of mutual funds. A robustness analysis is also carried out on the results obtained, which includes variables that identify the possibility of market timing. The inclusion of this variable does not affect previous results and shows a negative market timing. In order to evaluate market timing ability in the short term, in return and volatility, as well as in the long term or structural market timing, we have also analyzed the variability in the systematic risk of the mutual funds during the sample period

Key words: mutual fund, timing, volatility, return, structural shift, performance, portfolio.

JEL classification: G11, G23.