



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

[trimestre@fondodeculturaeconomica.com](mailto:trimestre@fondodeculturaeconomica.com)

Fondo de Cultura Económica

México

Ferruz, Luis; Muñoz, Fernando; Vargas, María

Sesgos en los modelos de sincronización tradicionales

El Trimestre Económico, vol. LXXVII (4), núm. 308, octubre-diciembre, 2010, pp. 937-976

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340965005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

[redalyc.org](http://redalyc.org)

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## SESGOS EN LOS MODELOS DE SINCRONIZACIÓN TRADICIONALES\*

*Luis Ferruz, Fernando Muñoz  
y María Vargas\*\**

### RESUMEN

En este artículo se reúne por primera vez todos los sesgos evidenciados por la bibliografía que afectan a los modelos de sincronización (*timing*) tradicionales generando coeficientes espurios y se intenta aplicar las correcciones oportunas. Algunas de estas correcciones se proponen en el trabajo. Estos sesgos tienen relación con la consideración de la sincronización en riesgo —además de en rentabilidad—, con la incorporación de información pública, con el efecto de la negociación dinámica, con la opción implícita en las actividades de sincronización, con el efecto de la negociación infrecuente, así como con la variación en las condiciones del mercado.

### ABSTRACT

This paper represents, to the best of our knowledge, the first attempt to bring together all of the biases affecting traditional timing models that have been identified

\* *Palabras clave:* sesgos en modelos de sincronización, efecto de la negociación dinámica, fondos de inversión, opciones, efecto de sincronización pasiva, información pública, efecto de estrechez del mercado, sincronización en volatilidad. *Clasificación JEL:* G12, G23. Artículo recibido el 16 de febrero de 2009 y aceptado el 26 de enero de 2010. Los autores querrían expresar su agradecimiento a Ibercaja y a la Universidad de Zaragoza por el proyecto 268-96, así como también al gobierno de Aragón por los fondos que hemos recibido como Grupo de Investigación Consolidado Público y Oficial. Además nos gustaría agradecer al Ministerio Español de Ciencia (MEC) por el proyecto SEJ 2006-04208, cofinanciado con fondos europeos FEDER (Comisión Europea, Bruselas). Finalmente los autores también quieren dar las gracias a Gonzalo Rubio por sus útiles comentarios en el seminario de investigación que tuvo lugar en Zaragoza (mayo de 2007), los cuales sin duda nos han permitido mejorar notoriamente el presente artículo.

\*\* Universidad de Zaragoza (correos electrónicos correspondientes: lferruz@unizar.es, fmunoz@unizar.es y mvargas@unizar.es).

in the literature. These biases are the cause of spurious coefficients and our aim is to propose certain corrective measures. The biases analysed in this paper are related with volatility timing, as well as return timing; the incorporation of public information; the dynamic trading effect; the options implied in timing activities; infrequent trading and the variations in market conditions.

## INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente se ha pensado que el éxito de un gestor está determinado por su capacidad para seleccionar los títulos que superen a otros valores con el mismo riesgo no diversificable. Esta estrategia es conocida como selección de acciones (*stock-picking*). Otra estrategia que le permite al gestor obtener un buen resultado consiste en modificar su exposición al mercado en el momento oportuno. Específicamente, un buen gestor mantendría una posición superior ante un panorama alcista del mercado y una posición inferior ante un panorama bajista. Esta estrategia es conocida como sincronización con el mercado (*market timing*). Esta estrategia podría seguirse o bien intercambiando títulos con diferentes sectores o bien modificando las proporciones invertidas en los diferentes valores. En cualquier caso, el desempeño global puede descomponerse en los dos elementos señalados líneas arriba: selección de acciones y sincronización con el mercado.

La separación de ambos componentes es un tema muy tratado por la bibliografía financiera. Existen razones fundamentales para intentar descomponer el desempeño en sus dos elementos. En primer lugar porque la diferenciación entre sincronización y capacidad de selección permite conocer mejor el funcionamiento de los fondos de inversión y, en segundo lugar, porque la distribución resultante de las rentabilidades de los activos podría ser diferente dependiendo de si la información privada respecto al mercado agregado supera o no a la información privada de las compañías individuales. En general, se observa una gran dificultad para descomponer el desempeño en estos dos elementos. Si bien algunos autores como Rubio (1993) consideran que esta distinción es conceptualmente inapropiada ya que no deberían ser estadísticamente independientes.

Sin embargo, Gallagher *et al* (2007) proponen una medida para evaluar la capacidad de sincronización del gestor en relación con un título individual. De este modo consiguen descomponer la capacidad de selección de acciones en sus dos componentes fundamentales: selección de valores y sincroniza-

ción de valores (*security timing*). Por otra parte, la evidencia empírica indica que por lo común existe una correlación negativa entre la selección de valores y la sincronización con el mercado. En esta línea de resultados se encuentra el trabajo de Bollen y Busse (2001) que evidencia, para una muestra de 230 fondos de inversión de renta variable, una relación inversa entre los coeficientes de sincronización y las

También Fung *et al* (2002) evidencian esta relación inversa a partir de su estudio de fondos de cobertura de riesgos (*hedge funds*) globales. Adicionalmente, Somasundaram (2007) en su análisis del desempeño relativo de un conjunto de fondos indios gestionados activamente y de un conjunto de fondos indizados gestionados pasivamente, obtiene resultados positivos en relación con la capacidad de selección de activos y negativos en relación con la capacidad de sincronización con el mercado de los gestores. Esta hipótesis de correlación negativa entre sincronización y selección es apoyada también por Lhabitant (2001).

Resulta extraño pensar que los gestores capaces de seleccionar adecuadamente los valores de sus carteras sean los menos capacitados en la anticipación a los movimientos del mercado y viceversa. Además, es frecuente hallar en la bibliografía financiera coeficientes de sincronización negativa, sin embargo, tal como señalan Matallín *et al* (2007), es difícil pensar que los gestores sincronicen sistemáticamente sus riesgos de manera contraria a lo que sería correcto. Estos dos resultados extraños nos llevan a pensar que quizá el parámetro que mide la sincronización podría no estar recogiendo una verdadera capacidad del gestor sino un coeficiente espurio.

Diversos trabajos intentan explicar las causas que podrían generar este coeficiente de sincronización espurio; en este sentido Jagannathan y Korajczyk (1986) justifican este hecho por una estructura de pagos no lineal debida a la incorporación de opciones o a activos apalancados en el fondo; Matallín (2006) señala el efecto de la omisión de carteras de referencia como posible causa del coeficiente de sincronización espurio; sin embargo Pástor y Stambaugh (2002) señalan que aun aumentando suficientemente el número de carteras de referencia, de manera que quedase representada cualquier clase de activos, podría seguir existiendo sesgo debido a las diferentes ponderaciones en el fondo de inversión y en las carteras de referencia utilizadas.

Además, Ferson y Warther (1996) y Ferson y Schadt (1996) afirman que una evaluación condicional de los resultados podría ayudar en la correcta estimación de la capacidad de sincronización de los gestores; Edelen (1999)

considera que el efecto de los flujos de caja de los inversionistas en la del fondo provoca este sesgo. Sin embargo, Matallín *et al* (2007) afirman que la sincronización negativa podría deberse al comportamiento asimétrico de las acciones individuales que conforman el fondo.

En este artículo nuestro objetivo va a consistir en enumerar una serie de sesgos que, a nuestro juicio, presentan los modelos tradicionales de sincronización de Treynor y Mazuy (1966) y de Merton y Henriksson (1981) y establecer las correcciones oportunas para tratar de obtener una medición de la capacidad de sincronización más fiable. Este artículo contribuye a la bibliografía financiera de la sincronización con el mercado en varios aspectos. En primer lugar porque por primera vez reunimos todos los sesgos documentados por la bibliografía financiera que afectan a los modelos de sincronización y tratamos de medir el efecto de su corrección. En segundo lugar, proponemos alguna de las correcciones que realizamos a los modelos de sincronización para superar alguno de los sesgos analizados. Además, evitamos el sesgo del rastreo de datos (*data snooping*) que surge del análisis reiterado de los mercados estadounidense y británico. En este sentido, Ayadi y Kryzanowski (2004) y Hallahan y Faff (2001) señalan que el análisis de mercados poco explorados permite a académicos y profesionales analizar mercados con diferentes características institucionales a los mercados archianalizados, como es el estadounidense, lo que, por tanto, es una contribución original a la bibliografía financiera.

Finalmente, consideramos que la principal aportación de este artículo a la bibliografía financiera respecto a la sincronización con el mercado radica en la inclusión de la prima de las opciones en el modelo de Merton y Henriksson (1981). Esta importante corrección al modelo, a pesar de que había sido sugerida en alguna ocasión por la bibliografía, no nos consta que haya sido aplicada en ningún trabajo. Por tanto, dado lo que nos es conocido, no se ha medido el efecto de su corrección en la medición de la capacidad de sincronización hasta el momento.

Nuestros resultados indican que en los modelos tradicionales se da una relación inversa entre las capacidad de sincronización y de selección. Sin embargo, al aplicar las diferentes propuestas de corrección de los sesgos hemos comprobado que esta correlación negativa entre ambas capacidades no desaparece. No obstante, hemos observado que el reconocimiento del costo de las actividades de sincronización y su inclusión en el modelo tradicional elimina la correlación negativa entre las capacidades de selección de valores y

de sincronización con el mercado del gestor, demostrando por tanto la superioridad de este modelo frente a los demás y la necesidad de reconocer tal costo.

Finalmente, en general, nuestros resultados nos permiten hablar de una capacidad de selección de valores negativa por parte de los gestores, y de una capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad positiva. Sin embargo, en general, los gestores se exponen más al mercado en panoramas de mayor riesgo.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección I se expone una serie de sesgos presentes en los modelos de sincronización tradicionales y se presenta las correcciones oportunas. En la sección II se describe la base de datos analizada y se evidencia brevemente la gran evolución de la industria española de fondos de inversión en los años recientes. En la sección III se analiza los resultados obtenidos. Finalmente se expone las principales conclusiones de nuestro trabajo.

## I. SESGOS PRESENTES EN LOS MODELOS DE SINCRONIZACIÓN TRADICIONALES. PROPUESTAS DE CORRECCIÓN

En esta sección analizamos un conjunto de posibles causas que podrían conducir a que las especificaciones de sincronización tradicionales generen coeficientes de sincronización espurios e intentamos aplicar las correcciones oportunas.

### 1. *Sincronización con el mercado en rentabilidad y riesgo*

Las medidas existentes de sincronización con el mercado, como son las propuestas por Treynor y Mazuy (1966) o Merton y Henriksson (1981), se centran en la convexidad de la rentabilidad de la cartera respecto a la rentabilidad del mercado y soslayan la reacción de la cartera ante cambios en la volatilidad del mercado. Estos modelos describen cómo un gestor que maneja información superior debería modificar la  $\beta$  de su cartera, cuando éste recibe una señal de la rentabilidad futura del mercado. Suponiendo que la rentabilidad de un fondo es generada por el modelo CAPM:

$$r_{p,t} = \beta_p r_{m,t} + \epsilon_{p,t}, \quad t = 0, \dots, T-1 \quad (1)$$

en la que  $r_{p,t}$  ( $r_{m,t}$ ) representa el exceso de rentabilidad obtenida por la cartera  $p$  (mercado) respecto a la rentabilidad obtenida en el mes  $t-1$  por las

Letras del Tesoro a un mes;  $\beta_p$  es la  $\beta$  de la cartera que varía con la señal de sincronización recibida por el gestor en el momento  $t$  y  $\sigma_{\epsilon,t-1}$  es el riesgo idiosincrásico. Al suponer que  $E(\epsilon_{t-1}) = 0$  y  $\text{Cov}(r_{m,t-1}, \epsilon_{t-1}) = 0$ , si la  $\beta_p$  de la cartera es constante, el término independiente es el  $\beta$  de Jensen, que mide la capacidad de selección o la capacidad de micropredicción (Jensen, 1968; Fama, 1972). Sin embargo, si los gestores practican estrategias de sincronización con el mercado, Jensen (1972) demuestra que el término independiente de un modelo en el que la  $\beta$  es constante no es apto de medir ni la capacidad de selección ni la capacidad total de selección y de sincronización con el mercado.

Si suponemos que la exposición al mercado es variable en el tiempo, Admati *et al* (1986) plantean que la determinación del coeficiente  $\beta_p$  que maximiza la utilidad esperada del rendimiento del fondo se establece en la siguiente expresión:

$$\beta_{p,t-1} = \frac{E(r_{m,t-1}|s_t)}{\sigma_{\epsilon,t-1}^2 \text{Var}(r_{m,t-1}|s_t)} \quad (2)$$

en la que  $\beta_p$  que se supone constante, representa la medida de aversión al riesgo de Rubinstein (1973);  $s_t$  es la señal de sincronización recibida por el gestor, que en el modelo de Treynor y Mazuy (1966) es igual a  $r_{m,t-1}$  y en el modelo de Merton y Henriksson (1981) es igual a  $I(r_{m,t-1})$ . La ecuación (2) muestra de qué manera un gestor que realiza estrategias de sincronización con el mercado incorpora información a la gestión de su cartera: la  $\beta_p$  debería aumentar con la rentabilidad esperada de la cartera de mercado,  $E(r_{m,t-1}|s_t)$ , y reducirse al aumentar la varianza esperada del mercado,  $\text{Var}(r_{m,t-1}|s_t)$ , de este modo un gestor podría aumentar la utilidad esperada de su inversión, y por tanto, mejorar el desempeño de su cartera. Teniendo en cuenta esto, parece necesario estudiar la capacidad de sincronización con el mercado desde dos perspectivas: rentabilidad y volatilidad del mercado.

De hecho, del mismo modo que un gestor realiza estrategias de sincronización con el mercado cuando éste recibe señales de cambios en la rentabilidad del mercado, puede efectuar estrategias de sincronización ante señales de cambios en la volatilidad del mercado; en realidad es más factible la existencia de señales que anticipen la volatilidad del mercado que la dirección del mismo.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Al evaluar la sincronización en riesgo, se analiza al mismo tiempo la solidez de los resultados de sincronización en rentabilidad. De hecho, Volkman (1999) halla pruebas de sincronización en rentabilidad y riesgo contrarias en periodos de alta volatilidad.

El gestor de fondos puede modificar su exposición al mercado en función de sus percepciones de la rentabilidad y del riesgo del mercado. Incluso cuando predice una alta rentabilidad para el mercado, podría no tomar fuertes posiciones en él sin considerar la volatilidad, y viceversa. Es plausible que el gestor disminuya la  $\beta$  de la cartera, no exclusivamente ante movimientos bajistas del mercado, sino ante rendimientos ampliamente anómalos. Por tanto, en una actitud racional de aversión al riesgo, la sincronización con el mercado puede realizarse respecto a la volatilidad esperada del rendimiento. Si consideramos esto, podríamos concluir que la expresión (2) es coherente con la realidad.

De modo que en este artículo aplicamos el modelo de Busse (1999) para medir conjuntamente la capacidad de sincronización del gestor con el mercado tanto en rentabilidad como en riesgo:

$$r_{p,t-1} = \beta_p r_{m,t-1} + \beta_p^2 r_{m,t-1}^2 + \beta_p r_{m,t-1} (s_{m,t-1} - \bar{s}_m) \quad (3)$$

en que  $s_{m,t-1}$  representa la volatilidad para el periodo  $t-1$  del rendimiento del mercado y  $\bar{s}_m$  la media correspondiente al periodo analizado.<sup>2</sup> Por tanto el tercer sumando de la parte derecha de (3) ( $r_{m,t-1}^2$ ) representa la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad y el sumando cuarto ( $r_{m,t-1} (s_{m,t-1} - \bar{s}_m)$ ) representa la capacidad de sincronización en volatilidad. Obsérvese que un parámetro  $\beta_p$  positivo indica éxito en la sincronización con el mercado en rentabilidad mientras que un parámetro  $\beta_p$  negativo indicaría éxito en la capacidad de sincronización con el mercado en volatilidad ya que representa una menor exposición al mercado en panoramas de mayor volatilidad. Es importante apuntar que esta especificación sólo es adecuada si el gestor únicamente es capaz de predecir el signo de las desviaciones de la volatilidad respecto a su media, pero no conoce la magnitud de la volatilidad ni su tendencia.

Es fácilmente observable que Busse (1999) construye su medida de sincronización de la volatilidad (*volatility timing*) partiendo del modelo de Treynor y Mazuy (1966), sustituyendo  $s_{t-1} = r_{m,t-1}$  por  $s_{t-1} = (s_{m,t-1} - \bar{s}_m)$ .

Por otra parte, Chen y Liang (2007) proponen la siguiente medida de sin-

<sup>2</sup> En este artículo, basados en Chen y Liang (2007), empleamos dos aproximaciones a la volatilidad del mercado; la volatilidad implícita y la realizada. Además, según Busse (1999), también estimamos la volatilidad del mercado a partir de los modelos de volatilidad condicional (EGARCH). Obtenemos los mismos resultados con las tres aproximaciones, de manera que sólo recogemos los resultados obtenidos cuando empleamos la volatilidad realizada.



cronización con el mercado congruente con (2), en el supuesto de una distribución flexible como por ejemplo una  $t$ -Student:

$$r_{p,t-1} - \rho r_{m,t-1} = \frac{r_{m,t-1}}{m_{t-1}|s_t|}^2 \quad (4)$$

en la que  $\rho$  mide la capacidad de sincronización de un gestor que es apto de predecir tanto el nivel como la volatilidad del mercado. La expresión (4) se obtiene sustituyendo (2) en (1). Nos encontramos con que, en el supuesto de una distribución  $t$ -Student, la señal de sincronización de la rentabilidad del mercado ( $s_t - r_{m,t-1} - u_t$ ) y la señal de sincronización de la varianza del mercado ( $\text{Var}(r_{m,t-1}|s_t)$ ), se relacionan de manera lineal con  $(s_t - s)^2$ . Con base en Chen y Liang (2007) se observa a partir de (4) que el término de sincronización es equivalente a la proporción de Sharpe al cuadrado de la cartera de mercado, cociente entre la rentabilidad excedente esperada y la desviación característica (condicional).

El modelo de sincronización de la volatilidad de Busse (1999) es una aproximación lineal de la relación entre la  $\beta$  de la cartera y la volatilidad del mercado. Sin embargo, la medida de sincronización conjunta de Chen y Liang (2007) se corresponde de manera más próxima con los modelos clásicos de Jensen (1972) y Admati *et al* (1986). Uno de los puntos sólidos de la medida propuesta por Chen y Liang (2007) es que es muy intuitiva, puesto que relaciona la rentabilidad de la cartera con la proporción de Sharpe de la cartera de mercado. En la expresión (4) para una cartera que efectúa estrategias de comprar y mantener,  $\rho$  únicamente capta la exposición al mercado de la cartera y debería ser 0. Sin embargo, una cartera que haga sincronización con el mercado puede aumentar el desempeño de la cartera mientras la proporción de Sharpe del mercado no sea 0. El gestor que lleva a cabo la sincronización con el mercado debería aumentar su exposición al mercado con la proporción esperada de Sharpe para la cartera de mercado.

Nosotros proponemos otra medida partiendo del modelo de Merton y Henriksson (1981). Este modelo está basado en la opción de reestructuración de la cartera y establece que el gestor únicamente es capaz de distinguir entre un mercado alcista ( $r_{m,t-1} > 0$ ), en cuyo caso tendrá una  $\beta$  alta, y un mercado bajista ( $r_{m,t-1} < 0$ ) en el que mantendrá una cartera con una  $\beta$  menor. De esta manera, la relación entre la rentabilidad de la cartera y la del mercado es reflejada por dos rectas de distinta pendiente, según el mercado

esté en una situación alcista o no. Esta relación, no lineal, puede estimarse tomando dos regresiones distintas o bien con una sola regresión que incluye una función indicador  $I\{r_{m,t-1} \geq 0\}$  tal que es igual a 1 si  $r_{m,t-1} \geq 0$  y 0 en caso contrario.

Con este mismo razonamiento consideramos ahora que el gestor no percibe señales de la rentabilidad del mercado sino que sólo es capaz de predecir su volatilidad. De manera que el gestor aumentará su exposición al mercado, cuando éste sea menos volátil, es decir,  $r_{m,t-1} < \bar{r}_m$  y actuará disminuyendo la  $\beta$  en caso contrario; por tanto, ahora la función indicador se establece en relación con la volatilidad del mercado:  $I\{r_{m,t-1} < \bar{r}_m\}$ ; en este caso la función será igual a 1 si  $r_{m,t-1} < \bar{r}_m$  y 0 en caso contrario. Es decir nuestra propuesta de medida de sincronización con el mercado en volatilidad podría expresarse de la forma siguiente:

$$r_{p,t-1} = \beta + \beta(r_{m,t-1} - \bar{r}_m) I\{r_{m,t-1} < \bar{r}_m\} \quad (5)$$

de manera que  $\beta$  multiplica a  $r_{m,t-1}$  condicionada a que se dé un panorama de mercado poco volátil ( $r_{m,t-1} < \bar{r}_m$ ). Un  $\beta$  positivo indicaría éxito en la sincronización del gestor con el mercado en volatilidad, pues será indicativo de un incremento de su exposición al mercado en un panorama poco volátil. Por supuesto el gestor podría confundirse en términos de rentabilidad, es decir, podría obtener rentabilidades negativas al exponerse a un mercado poco volátil y perder rentabilidades positivas al reducir su exposición al mercado en un panorama de alta volatilidad, pero no es el objetivo de este modelo determinar la sincronización con el mercado en términos de rentabilidad sino en términos de riesgo. Además, tal y como hemos comentado líneas arriba, es plausible que el gestor disminuya la  $\beta$  de la cartera, no exclusivamente ante movimientos bajistas del mercado, sino ante rendimientos ampliamente anómalos.

Incluyendo ahora (5) en el modelo de Merton y Henriksson (1981) obtenemos nuestra propuesta de medida de sincronización con el mercado en rentabilidad y riesgo que vamos a aplicar en el artículo:

$$r_{p,t-1} = \beta + \beta(r_{m,t-1} - \bar{r}_m) I(r_{m,t-1} < \bar{r}_m) + \gamma(r_{m,t-1} - \bar{r}_m) I(r_{m,t-1} < \bar{r}_m) \quad (6)$$

en la que  $\gamma$  es el parámetro que mide la sincronización con el mercado en rentabilidad y  $\beta$  la capacidad de sincronización en riesgo.

## 2. Disponibilidad de información pública

El modelo de Treynor y Mazuy (1966) se fundamenta en una relación convexa entre el rendimiento del fondo y el rendimiento del mercado, es decir que el gestor aumenta (disminuye) la exposición de su cartera al mercado (riesgo específico) antes de alzas (disminuciones) del propio mercado (índice bursátil de referencia). Esto es lo que se conoce como sincronización con el mercado.

Sin embargo, la relación convexa podría aparecer por otras razones que no tienen relación con la actividad real de sincronización. Una posible causa habría que buscarla en la variación temporal común entre la  $\beta$  de la cartera y la prima de riesgo esperada del mercado y que es debida a la información pública (conocida por los inversionistas) respecto a la situación del ciclo económico.

Los modelos de sincronización tradicionales no consideran esta posibilidad. Sin embargo Ferson y Schadt (1996) y Ferson y Quian (2004) proponen una versión condicional de los modelos de sincronización tradicionales según la siguiente expresión:

$$r_{p,t-1} = \beta_p r_{m,t-1} + \beta_p (Z_t' r_{m,t-1}) + r_{m,t-1} S_{t-1} + \epsilon_{t-1} \quad (7)$$

en la que  $Z_t$  es un vector de variables de información acerca del ciclo económico que presentan capacidad predictiva de la prima de riesgo del mercado y  $\beta_p (Z_t' r_{m,t-1})$  establece un control por la variación temporal común entre la prima de riesgo y la  $\beta$  de la cartera asociada con la información pública de la situación económica.

Además, el coeficiente de sincronización también varía a lo largo del tiempo, de hecho se puede demostrar que éste depende tanto de la precisión de la señal que recibe el gestor como de su aversión al riesgo. La precisión de la señal varía a lo largo del tiempo, pues dependiendo de las condiciones económicas parece sensato pensar que el gestor recibirá información con un mayor o menor grado de incertidumbre. La aversión al riesgo también cambia a lo largo del tiempo y tiende a aumentar en situaciones económicas adversas y disminuir en situaciones económicas boyantes. Por este motivo, el modelo (7) puede extenderse para permitir que el coeficiente de sincronización varíe con el ciclo económico:

$$r_{p,t-1} = \beta_p r_{m,t-1} + \beta_p (Z_t' r_{m,t-1}) + r_{m,t-1} S_{t-1} + \beta_p (Z_t' r_{m,t-1} S_{t-1}) + \epsilon_{t-1} \quad (8)$$

El término  $\rho(Z_t r_{m,t-1} s_{t-1})$  percibe la variabilidad de la capacidad de sincronización del gestor a lo largo del ciclo económico que es debida al uso de información pública por parte del mismo. De este modo los modelos condicionales aíslan los resultados del gestor que son consecuencia de su uso de información pública, accesible para todo el mercado, y evalúan el valor realmente agregado por el gestor mediante la posesión y uso de información superior, no disponible para el mercado.

La evidencia empírica se muestra favorable al uso de la especificación (8). También se ha venido observando que cuando se permite una variación temporal en la capacidad condicional de sincronización, se encuentra que los gestores que realizan actividades de sincronización tienden a hacerlo mejor cuando: *i*) la pendiente de la curva de tipos es alta (tipos a largo plazo superiores a los tipos a corto plazo; expansión económica futura); *ii*) mercados de deuda empresarial a corto plazo relativamente más líquidos, y *iii*) mayor liquidez agregada en renta variable. De hecho, una mayor liquidez reduce el costo de las actividades de sincronización.

### 3. Efecto de negociación dinámica

La mayoría de los trabajos de sincronización, incluido el presente, se realizan con datos mensuales; sin embargo esta frecuencia podría no captar adecuadamente la contribución de las actividades de sincronización del gestor a los rendimientos del fondo. De hecho, tal y como manifiestan Bollen y Busse (2001), posiblemente las decisiones asociadas a la exposición del fondo a las fluctuaciones del mercado se toman con más frecuencia que la mensual. Además, Goetzmann *et al* (2000) muestran que las medidas basadas en la rentabilidad están sesgadas hacia abajo cuando los fondos se implican en actividades de sincronización y negocian entre las fechas en que se han tomado las observaciones de rentabilidad. Por ejemplo, cuando los fondos practican sincronización diaria, las medidas de sincronización basadas en rentabilidad que emplean rentabilidades mensuales tienden a infravalorar la capacidad de sincronización. Este efecto es denominado por Jiang *et al* (2006) como “efecto de negociación dinámica” (*dynamic trading effect*) y señalan que podría inducir un sesgo de sincronización artificial en las pruebas basadas en rentabilidades.

Para ilustrar este efecto consideramos un caso en el que un fondo negocia en cada periodo, pero las rentabilidades son observadas cada dos periodos.

Suponemos un gestor que no presenta capacidad de sincronización pero ajusta la  $\beta$  de su cartera en el segundo periodo en función de la rentabilidad del mercado en el periodo anterior. Esto induce una correlación entre la  $\beta$  del fondo en el segundo periodo y la rentabilidad del mercado en el primero, lo cual además induciría una, aparentemente, relación contemporánea no lineal entre las rentabilidades realizadas del mercado y del fondo en los dos periodos. Por ejemplo, un gestor que realiza una realimentación positiva incrementaría su exposición al mercado después de un ascenso del mismo y, por tanto, exhibiría una sincronización negativa artificial. Por ello, algunas estrategias de negociación por lo común practicadas, y en apariencia inocuas, pueden generar relaciones no lineales entre las rentabilidades del fondo y del mercado.

Este efecto se conoce también en la bibliografía como “negociación interina”, ya que viene provocado por las actividades de negociación del fondo entre las fechas de observación de las rentabilidades. Este efecto puede también ocasionar que las medidas basadas en rentabilidad estimen la verdadera capacidad de sincronización a la baja; de hecho Goetzmann *et al* (2000) realizan simulaciones para mostrar que cuando los fondos practican sincronización diaria, la medida de Merton y Henriksson basada en rentabilidades mensuales está sesgada a la baja y tiene menos poder.

Goetzmann *et al* (2000) proponen una sencilla solución al problema de medición de sincronización a partir de rentabilidades mensuales para un gestor que practica la sincronización diaria. Resuelven el problema sin necesidad de recoger rentabilidades diarias del gestor que practica la sincronización. La solución consiste en tomar las rentabilidades diarias de un índice correlacionado con los activos arriesgados del gestor que practica la sincronización: se acumulan en cada mes los valores de una opción *put* diaria en el índice de manera que se forma un factor que capta la capacidad de sincronización. Este factor presenta la siguiente expresión:

$$P_{m,t} = \sum_{i=1}^N \max\{1 - R_{m,i}, 1 - R_{f,i}\} - 1 - R_{m,t} \quad (9)$$

en la que  $P_{m,t}$  representa el valor agregado por la sincronización diaria perfecta por unidad monetaria de activos del fondo. Aunque las rentabilidades diarias de los activos arriesgados en los que el gestor practica la sincronización no estén disponibles, puesto que las rentabilidades de los activos em-

pleadas para construir el factor  $P_{m,t}$  están muy correlacionadas con éstos, el factor  $P_{m,t}$  capta la sincronización diaria.  $N$  es el número de días del mes  $t$ ,  $R_{m,t}$  denota la rentabilidad del mercado en el día  $t$ , y  $R_{f,t}$  la rentabilidad del activo libre de riesgo en ese día. Incluyendo este factor en la siguiente regresión que emplea rentabilidades mensuales se capta la correlación entre la rentabilidad mensual del fondo y el valor mensual de la sincronización diaria:

$$r_{p,t} = 1 - p + p r_{m,t} + p P_{m,t} + p_{t-1} \quad (10)$$

En definitiva, se sustituye el valor de una opción *put* mensual en el mercado (modelo de Merton y Henriksson) con un recuento rotante en el mes de las ganancias para tener una secuencia de opciones *put* en el mercado diarias. Esta secuencia de contratos de opciones *put* es conocida como opciones *tándem* (*tandem options*), que se define como una secuencia de opciones en las que el precio de ejercicio se ajusta diariamente al valor que resulta del producto del valor actual del activo arriesgado y la rentabilidad diaria bruta del activo sin riesgo que se da ese día.

La acumulación de opciones *put* diarias requiere la suposición de un comportamiento en la estrategia perseguida por el gestor que practica una sincronización diaria perfecta. Cada día este gestor recogerá las ganancias de los pagos de la opción *put* diaria que expira ese día (ITM, “*in the money*”) y las invertirá en el mismo modo que el resto de la cartera. Es decir, si el gestor predice una rentabilidad excedente positiva, tomará una posición a 100% (invirtiendo tanto los fondos “viejos” como las nuevas ganancias obtenidas de la opción *put* diaria) en el activo con riesgo. Contrariamente, cuando prevea una rentabilidad excedente negativa tomará una posición a 100% en el activo libre de riesgo. Esta suposición está de acuerdo con la noción de que en el peor de los panoramas lo que puede hacer el gestor que practica una sincronización diaria perfecta con las ganancias de la opción *put* diaria es invertirlas en el activo sin riesgo y, por tanto, obtener una rentabilidad excedente nula. Ferson *et al* (2006) también buscan una solución al sesgo de la negociación interina. Para ello se basan en un modelo de valoración de activos que es continuo en el tiempo, dado que, teóricamente, un modelo continuo debería valorar las estrategias de cartera que no emplean información privada. Específicamente, estos autores incluyen variables públicas promedio (*time-average*) sugeridas por el modelo de valoración como factores de control adicionales.

Muestran que la agregación temporal de las variables públicas en un modelo de valoración de activos, para rentabilidades mensuales medidas a lo largo del periodo desde el mes  $t$  al mes  $t-1$ , lleva al siguiente factor estocástico de descuento:

$${}_t m_{t-1} = \exp(a - b A_{t-1}^x - c [x_{t-1} - x_t]) \quad (11)$$

en el que  $x$  es el vector de las variables públicas en el modelo y  $A_{t-1}^x = \frac{1}{i} \sum_{i=1}^i x(t-(i-1))$  representa los promedios temporales (*time-averaged*) de las variables públicas durante el periodo de medición de las rentabilidades. El periodo de medición se divide en periodos de longitud  $\Delta$ , que equivale a un día de negociación. Por tanto, los factores empíricos sugeridos por el factor estocástico de descuento son los cambios mensuales discretos en las variables públicas y sus promedios temporales dentro del mes, es decir  $(x_{t-1} - x_t)$  y  $A_{t-1}^x$ , respectivamente. En este contexto, si la variable pública se aproxima mediante el logaritmo del precio del mercado, es decir,  $x_t = \ln(P_t)$ , entonces el problema de la negociación interina podría ser controlado por la media mensual de la variable pública. Por tanto, con base en Ferson *et al* (2006) y en Chen y Liang (2006) incluimos el promedio mensual del logaritmo del precio del mercado en las regresiones de sincronización del mercado.

#### 4. El valor de la opción implícita en las actividades de sincronización y el efecto de sincronización pasiva

Rubio (1993) señala que tanto el modelo de sincronización de Treynor y Mazuy (1966) como el de Merton y Henriksson (1981) se basan en el concepto de opciones; la regresión cuadrática de Treynor y Mazuy (1966) indica que la  $\beta$  de la cartera fluctúa entre varios valores, según el tamaño de la rentabilidad excedente del mercado. Es decir, la pendiente varía frecuentemente desde la izquierda (mercado bajista) hacia la derecha (mercado alcista).

Por su parte, la aproximación de Merton y Henriksson (1981) indica que la  $\beta$  de la cartera fluctúa entre dos valores, según si la rentabilidad del mercado es mayor o menor que la tasa libre de riesgo. Por tanto, ambos modelos descansan en la noción de estructuras de pagos no lineales. De hecho, según Rubio (1993), la regresión cuadrática estaría exagerando las características de las opciones de la aproximación de Merton y Henriksson (1981).

Sin embargo, tal como señala Rubio (1993), la capacidad de sincronización considerada por estos modelos puede ser entendida como una opción

gratuita. Es decir, si invirtiésemos en opciones obtendríamos la misma estructura de pagos que cuando practicamos la sincronización con el mercado; sin embargo las opciones no tienen un costo negativo. Esto implica que si los fondos invierten en opciones (o valores con características similares), la reducción en su rentabilidad producida por el costo de las opciones se trasladará al coeficiente  $\beta$ . Dado que un coeficiente de sincronización positiva en el modelo de Merton y Henriksson (1981) es equivalente a la compra de una opción *put* en el mercado sin pagar la prima, el decremento en la rentabilidad por el dinero pagado por la compra de la opción se mostrará como un coeficiente  $\beta$  negativo.

Del mismo modo, un coeficiente de sincronización negativo es equivalente a la venta de una opción en el mercado sin recibir la prima. Por tanto, el incremento en la rentabilidad por el dinero obtenido por la venta se mostrará como un coeficiente  $\beta$  positivo. Por tanto, se observa una correlación negativa entre las medidas de sincronización y selección en caso de que los fondos incorporen opciones en sus carteras. Por tanto, es fundamental el reconocimiento del costo de la opción implícita en los modelos de sincronización. Para ello partimos del modelo de Merton y Henriksson (1981) y consideramos tanto el caso de compra como el caso de venta de una opción *put* (coeficientes de sincronización positivos o negativos, respectivamente) y suponemos que los recursos (positivos o negativos, respectivamente) se invierten (se toman prestados) en Letras del Tesoro al tipo de interés libre de riesgo, de modo que la nueva variable explicativa por incluir sería:

$$Put_t = \max(0, R_{f,t-1} - R_{m,t-1}) (1 - R_{f,t-1})P \quad (12)$$

en la que  $P$  es el precio de la opción *put* europea en el mercado con precio de ejercicio igual al tipo de interés libre de riesgo.

De modo que, al ser la especificación habitual:

$$r_{p,t-1} = \beta_p r_{m,t-1} + \beta_p Put_t + \epsilon_{p,t-1} \quad (13)$$

con  $put = \max(0, R_{f,t-1} - R_{m,t-1})$ , el nuevo modelo será:

$$r_{p,t-1} = \beta_p r_{m,t-1} + \beta_p Put_t + \epsilon_{p,t-1} \quad (14)$$

de manera que el nuevo modelo (14) predice correctamente que  $\beta_p = 0$ , mientras que la especificación (12) implica  $\beta_p = \beta_p (1 - R_{f,t-1})P$ . Por tanto cuando  $\beta_p = 0$ , el  $\beta_p$  de la especificación común es  $\beta_p = \beta_p (1 - R_{f,t-1})P$ ,



lo que explica la correlación negativa entre las  $\beta$  y los coeficientes de sincronización estimados mediante (13).

Para aplicar la especificación (14) el costo de la opción implícita se obtiene a partir de la fórmula de valoración de opciones de Black-Scholes. El subyacente y el precio de ejercicio se normalizan igual a 1, y se considera como volatilidad la implícita de opciones en el dinero. Además, aunque los fondos no inviertan en opciones, podrían mostrar una estructura de pagos similar; por una parte las opciones pueden ser repetidas mediante estrategias dinámicas entre caja y renta variable. Si los fondos negocian muy frecuentemente, estarían repitiendo el funcionamiento de una opción sin necesidad de percibir la señal de sincronización, y, sin embargo, el hecho de mantener una negociación más frecuente que la observación de las rentabilidades, crearía una falsa evidencia de sincronización.

También, el hecho de que el fondo invierta en acciones de una empresa apalancada es similar a la posesión de opciones *call* de los activos de la empresa con precio de ejercicio igual al valor nominal de la deuda. Además, la deuda puede ser equivalente a mantener un bono cupón 0 sin riesgo y a la venta de una opción en el valor de la compañía, y como el precio de ejercicio el valor nominal de la deuda. Por tanto, siempre que los fondos compren deuda o acciones de una empresa apalancada, sus pagos serán afectados por estas opciones implícitas. Los coeficientes  $\beta$  y  $\gamma$  en los modelos de sincronización de este tipo de fondos estarán correlacionados negativamente y los modelos mostrarán una falsa evidencia de sincronización.

Las rentabilidades de una cartera pasiva que invierte en este tipo de activos se relacionarán de forma convexa o cóncava con las rentabilidades del mercado, aunque el fondo no practique estrategias de sincronización, lo cual es referenciado por la bibliografía financiera como efecto de sincronización pasiva.

Jagannathan y Korajczyk (1986) señalan que un gestor que posee opciones o activos con estructuras de pagos similares a éstas, podría ser interpretado erróneamente como un sincronizador del mercado por la no linealidad de los pagos de las opciones. También Brown *et al* (2005) mantienen que cuando el gestor practica inversiones sin información, los pagos de la cartera podrían exhibir concavidad respecto al índice de referencia.

Con base en la propuesta de Jagannathan y Korajczyk (1986) incluimos varias funciones no lineales de la cartera de referencia como “restricciones de exclusión” en las regresiones de sincronización para examinar la inco-

recta especificación de los modelos. De modo que coeficientes significativos de estos términos no lineales serán indicativos de una mala especificación de los modelos de sincronización. Estas funciones no lineales del índice de mercado son  $\ln(|r_{m,t-1}|)$  y  $1/r_{m,t-1}$ :

$$r_{p,t-1} = r_{m,t-1} + r_{m,t-1} S_{t-1} \ln(|r_{m,t-1}|) + \frac{1}{r_{m,t-1}} \quad (15)$$

### 5. Efecto de negociación escasa

Chen *et al* (2005) muestran que una negociación sistemáticamente escasa también puede generar evidencia de capacidad de sincronización espuria. De hecho una negociación escasa o no sincrónica puede sesgar la estimación de la  $\beta$  de la cartera. Estos autores muestran que cuando la escasez en la negociación está relacionada sistemáticamente con las condiciones del mercado, entonces se produciría una valoración sistemática no actualizada de los activos, lo cual llevaría a crear una concavidad o convexidad espuria y, por tanto, una evidencia espuria de la capacidad de sincronización con el mercado.

La negociación infrecuente ocurre por lo común en ciertos activos con poca liquidez y son muchos los fondos que invierten en este tipo de activos, tal como señalan Asness *et al* (2001) o Getmansky *et al* (2004). Chen *et al* (2005), para resolver el problema que genera la negociación infrecuente de determinados activos, también conocido como valoración a precios históricos (*stale pricing*), consideran que la rentabilidad real de un activo es igual a la diferencia entre el logaritmo del valor neto real de los activos del fondo por acción, que considera la reinversión de los dividendos del pasado periodo, en el periodo  $t$  y el mismo logaritmo en el periodo anterior, es decir,  $r_t = p_t - p_{t-1}$ . Esta rentabilidad real debería coincidir con la observada si no existen precios no actualizados.

El precio observado,  $p_t^*$ , vendrá dado por  $p_t^* = p_{t-1} + (1 - \alpha_t)p_t$ , en el que  $\alpha_t \in [0,1]$  mide el grado de valoración a precios históricos en el periodo  $t$ . Por tanto, la rentabilidad observada del fondo  $r_t^*$  vendrá dada por:

$$r_t^* = p_t - p_{t-1} + (1 - \alpha_t)r_t \quad (16)$$

Los autores modelizan la valoración a precios históricos sistemática considerando una regresión de esta valoración en el momento  $t$  respecto al factor mercado:

$$r_{m,t} = \alpha_0 + \alpha_1(r_{m,t-1}) + \epsilon_t \quad (17)$$

en el que  $r_m$  es la rentabilidad media del mercado y  $\epsilon_t$  el término error que se supone independiente del resto de factores del modelo.

Chen *et al* (2005) se interesan por los momentos de la rentabilidad real, como  $\text{Cov}(r_t, r_{m,t}^2)$ , que determina la capacidad de sincronización. A partir de sencillos cálculos relacionan los momentos de las variables observables con los momentos de las variables no observables. Nos fijamos en el que determina la capacidad de sincronización:

$$\text{Cov}(r_t^*, r_{m,t}^2) = \text{Cov}(r_t^*, r_{m,t-1}^2) + \text{Cov}(r_t, r_m^2) \quad (18)$$

La ecuación (18) revela un modo sencillo de controlar por el sesgo de la valoración a precios históricos. La suma de las covarianzas de la rentabilidad observada con el factor mercado al cuadrado y el factor mercado al cuadrado rezagado un periodo es igual a la verdadera covarianza o coeficiente de sincronización. De manera que Chen *et al* (2005) concluyen que este sesgo puede ser mitigado incorporando en los modelos de sincronización términos rezagados de la cartera de referencia como factores adicionales. Basados en Chen y Liang (2006) incluimos en el modelo de Treynor y Mazuy dos factores de mercado rezagados y sus respectivos cuadrados para evitar el sesgo del efecto de negociación escasa:

$$r_{p,t} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{m,t} + \alpha_2 r_{m,t-1} + \alpha_3 r_{m,t}^2 + \alpha_4 r_{m,t-1}^2 + \epsilon_{p,t} \quad (19)$$

## 6. Variación en las condiciones del mercado

El gestor de fondos de inversión podría recibir diferentes señales de sincronización según el panorama en que se encuentre el mercado. Por ejemplo, se espera que un fondo sincronice mejor al mercado en rentabilidad cuando éste se halla en una situación bajista. Resulta difícil batir a un mercado alcista, mientras que un mercado bajista deja, con mayor probabilidad, una horquilla para que el gestor lo supere. Además, es más importante para un sincronizador en volatilidad evitar el mercado durante periodos volátiles. Por tanto, estimamos la sincronización en rentabilidad de manera separada para panoramas alcistas y bajistas del mercado, así como la sincronización en volatilidad de manera separada para mercados volátiles y estables, y medimos separadamente la sincronización conjunta para mercados con una proporción

de Sharpe alta y baja. Tales distinciones se deben al hecho de que diferentes capacidades de sincronización se centran en distintos momentos del mercado.

## II. DATOS

### 1. *Datos de fondos de inversión*

La base de datos analizada en este artículo está formada por un total de 180 fondos de inversión españoles cuyo objetivo inversor es la renta variable nacional. Hemos seleccionado todos los fondos españoles de la categoría renta variable nacional que existieron, al menos, durante tres años dentro del intervalo temporal global considerado (junio de 1994 a diciembre de 2006). La razón de este requerimiento de tres años radica en la necesidad de considerar un periodo mínimo de modo que permita otorgar validez estadística a nuestros resultados. De modo que podemos asegurar que nuestra base de datos se halla libre del denominado “sesgo de supervivencia”. No obstante, como indican Carhart *et al* (2002), en este tipo de estudios, además del sesgo de supervivencia, puede existir el denominado sesgo *look-ahead*, que surge cuando se exige una amplitud determinada de información de cada fondo para aplicar la metodología propuesta, como es el caso de este artículo.

Los datos de rentabilidad empleados en este análisis son mensuales, por lo que contamos con un total de 151 observaciones. El índice de referencia de renta variable seleccionado en nuestro estudio es el MSCI-Spain. Todos estos datos han sido obtenidos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), institución similar a la estadounidense SEC. En el cuadro 1 mostramos un resumen de los estadísticos descriptivos de nuestra base de datos. En el cuadro 2 mostramos las proporciones de desaparición y mortalidad de la muestra. La proporción de desaparición se calcula como el cociente entre el número de fondos que desaparecen en un año y el de fondos existentes al final de ese año. La proporción de mortalidad para cada año se obtiene como 1 menos el cociente entre el número de fondos supervivientes en diciembre de 2006 que también existen al final de ese año y el de fondos existentes al final de ese año.<sup>3</sup>

Son diversas las razones que nos han llevado a analizar el mercado espa-

<sup>3</sup> En general se observan proporciones de desaparición bajas, sobre todo en los primeros años analizados. En 2002 se alcanza la mayor proporción de desaparición (6.41%). Las proporciones de mortalidad, como puede comprobarse, siguen una tendencia decreciente.

CUADRO 1. *Estadísticos descriptivos*<sup>a</sup>  
(Porcentaje)

	Número de fondos	Rentabilidad media	Rentabilidad MSCI-Spain	Rentabilidad máxima	Rentabilidad mínima	Desviación característica
Junio de 1994-diciembre de 1994	81	1.05	1.87	9.60	9.43	0.0332
Enero de 1995-diciembre de 1995	86	0.97	1.32	9.16	8.39	0.0301
Enero de 1996-diciembre de 1996	98	2.08	3.32	10.63	6.30	0.0291
Enero de 1997-diciembre de 1997	134	2.53	3.31	15.71	15.84	0.0536
Enero de 1998-diciembre de 1998	155	2.39	3.23	28.76	22.20	0.0875
Enero de 1999-diciembre de 1999	160	0.66	1.74	21.04	10.54	0.0425
Enero de 2000-diciembre de 2000	160	1.05	0.86	27.37	20.16	0.0510
Enero de 2001-diciembre de 2001	160	0.59	0.51	19.82	24.83	0.0569
Enero de 2002-diciembre de 2002	156	1.63	2.46	24.77	22.23	0.0696
Enero de 2003-diciembre de 2003	161	1.60	2.20	12.53	9.83	0.0366
Enero de 2004-diciembre de 2004	155	1.03	1.31	9.08	6.95	0.0234
Enero de 2005-diciembre de 2005	147	1.30	1.37	9.62	6.15	0.0269
Enero de 2006-diciembre de 2006	146	1.83	2.23	8.54	15.38	0.0253

<sup>a</sup> Estadísticos descriptivos para cada uno de los años que componen la muestra (excepto para la primera fila en la que la base de datos comienza en junio de 1994), de las rentabilidades mensuales de la muestra; en la primera columna se recoge el período, en la segunda el número de fondos considerado en cada uno de los períodos analizados, la tercera y la cuarta columnas contienen la rentabilidad mensual media de los fondos y del índice de referencia de renta variable nacional (MSCI-Spain), respectivamente. Las columnas 5 y 6 muestran las rentabilidades máxima y mínima de los fondos analizados. Finalmente la columna 7 contiene la desviación característica de las rentabilidades de los fondos.

CUADRO 2. *Proporciones de desaparición y de mortalidad*<sup>a</sup>  
(Porcentaje)

	<i>Desaparición</i>	<i>Mortalidad</i>
Junio de 1994-diciembre de 1994	0.00	22.22
Enero de 1995-diciembre de 1995	0.00	22.09
Enero de 1996-diciembre de 1996	0.00	20.41
Enero de 1997-diciembre de 1997	0.00	21.64
Enero de 1998-diciembre de 1998	0.00	20.00
Enero de 1999-diciembre de 1999	0.00	20.00
Enero de 2000-diciembre de 2000	0.00	20.00
Enero de 2001-diciembre de 2001	2.50	18.13
Enero de 2002-diciembre de 2002	6.41	12.82
Enero de 2003-diciembre de 2003	2.48	9.32
Enero de 2004-diciembre de 2004	3.87	5.81
Enero de 2005-diciembre de 2005	4.76	0.68
Enero de 2006-diciembre de 2006	0.68	0.00

<sup>a</sup> Se presenta las proporciones de desaparición y de mortalidad para la muestra. La proporción de desaparición se calcula como el cociente entre el número de fondos que desaparecen en un año y el número de fondos existentes al final de ese año. La proporción de mortalidad para cada año se obtiene como 1 menos el cociente entre el número de fondos supervivientes en diciembre de 2006 que también existen al final de ese año y el número de fondos existentes al final de ese año.

ñol de fondos de inversión. Tal y como hemos señalado en la Introducción, una de estas razones radica en la importancia del rastreo de datos (*data snooping*) o análisis de mercados poco explorados. Otra de las razones podría buscarse en la gran importancia de estos productos en España, que se ha ido acrecentando en el transcurso de los años, tal y como puede comprobarse a continuación.

## 2. *La industria de fondos de inversion en España*

Los fondos de inversión han sido uno de los mayores fenómenos en el mercado financiero español. El crecimiento de los activos gestionados por los fondos españoles ha sido uno de los mayores de Europa durante los años recientes (la mayor parte del resto de mercados europeos también son jóvenes, con las excepciones de la Gran Bretaña, Alemania y Francia), donde la tasa anual de crecimiento se sitúa por encima de 24%. En la actualidad,<sup>4</sup> los 2 853 fondos de inversión españoles que existen gestionan 270 436 millones de euros, que representa alrededor de 6.2% de todos los fondos de inversión en el conjunto de Europa.

<sup>4</sup> Datos referidos a noviembre de 2007.

Los fondos de inversión son el cuarto instrumento más importante en las carteras privadas españolas. Actualmente más de 8.6 millones de individuos invierten en fondos españoles, lo cual proporciona evidencia del gran efecto de esta institución financiera en la sociedad española durante los años recién pasados, con un incremento neto total de 8.1 millones de inversionistas desde 1990.

El número medio de activos gestionados por cada fondo español es uno de los más bajos en la Unión Europea, lo que posibilita un mercado en el que un pequeño número de grandes fondos coexisten con una vasta mayoría de pequeños fondos. Esta característica revela la gran influencia de los grupos financieros más importantes en este mercado. En realidad, existen 114 empresas financieras gestionando fondos de inversión, pero las 10 compañías más importantes gestionan alrededor de 73% de los fondos de inversión españoles.

El interés de las entidades gestoras por obtener beneficios de las comisiones de gestión, ha sido el principal desencadenante del crecimiento del número de fondos de inversión en España. Respecto a este último apunte, el marco legal que regula los fondos de inversión en España establece máximos para las comisiones de gestión que pueden ser cargadas a los inversionistas. Además, el favorable sistema impositivo español respecto a los fondos de inversión, que permite que los traspasos entre fondos no tributen, es decir, no suponen un costo fiscal, es otra razón muy significativa que explica el crecimiento de la industria de fondos de inversión en España. Este sistema impositivo ha hecho de los fondos de inversión una opción muy atractiva, comparada con otras inversiones, a lo largo de los años recientes.

Al comienzo de los años noventa los fondos de inversión españoles invertían principalmente en acciones internas y en deuda pública. En el transcurso de los recién pasados años estas pautas de inversión han cambiado significativamente, con un mayor crecimiento de activos invertidos en acciones europeas y de los Estados Unidos. Sin embargo, los activos españoles todavía tienen una posición muy importante en la composición de estas carteras. El cuadro 3 muestra el importante crecimiento experimentado por el mercado español de fondos de inversión a lo largo de los años recientes. Se muestra una comparativa de determinadas magnitudes de este mercado entre 1995 y 2006. Podemos observar como los activos totales netos (ATN) de los fondos de inversión y el número de fondos de inversión han crecido hasta casi multiplicarse por 4; también observamos como el ATN/PIB se ha incre-

CUADRO 3. *Evolución del mercado español de fondos de inversión*<sup>a</sup>

	1995	2006
ATN (millones de euros)	73 282	270 436
Partícipes	2 943 714	8 637 781
Número de fondos	751	2 853
ATN/PIB (porcentaje)	16.7	27.57
ATN <i>per capita</i> (euros)	1 869	6 081

<sup>a</sup> Se muestra la evolución de las principales magnitudes del mercado español de fondos de inversión entre los años de 1995 y de 2006. Estas magnitudes son: los activos totales netos (ATN), el número de partícipes, el número de fondos, los activos totales netos con respecto al producto interior bruto (PIB) y los activos totales netos *per capita*.

mentado hasta casi duplicarse. Finalmente vemos que el número de partícipes y el ATN *per capita* prácticamente se han triplicado.

### III. RESULTADOS EMPÍRICOS INDIVIDUALES<sup>5</sup>

En esta sección mostramos, en primer lugar, los resultados obtenidos por los modelos tradicionales de sincronización en rentabilidad de Treynor y Mazuy (1966) y de Merton y Henriksson (1981) a los que añadimos los factores de Fama y French (1993), tamaño (*smb*) y *book-to-market* (*bml*) y el factor *momentum* (*mom*) de Carhart (1997). Estos factores adicionales se ha comprobado que captan las principales anomalías del CAPM y se incluyen para que los gestores no sean recompensados por explotar simplemente estas anomalías. Además, con base en Bollen y Busse (2001), los tres factores adicionales sólo los incluimos como términos lineales, es decir, no estimamos el factor sincronización excepto para el factor mercado.<sup>6</sup> Mostramos también los resultados obtenidos por cada una de las propuestas de corrección a los sesgos presentes en los modelos tradicionales que han sido descritos en la sección I.

Todos los resultados los hemos contrastado mediante unas pruebas de hipótesis, en las que la hipótesis nula es “no desempeño superior”, esto es,

<sup>5</sup> Basados en Kothari y Warner (2001) y Bollen y Busse (2004) mostramos los resultados obtenidos a partir de un análisis en el que se estiman los parámetros para cada fondo, puesto que las regresiones a nivel agregado (*pooled regressions*) no permiten tener una idea clara de la distribución de los coeficientes ni percibir heterogeneidades de acuerdo con el tipo de fondo. Asimismo las estimaciones no considerarían el problema potencial de heteroscedasticidad. Sin embargo también hemos realizado todos los análisis a nivel agregado y hemos obtenido resultados similares. Éstos no han sido incluidos por motivos de espacio pero los lectores interesados pueden solicitarlos a los autores.

<sup>6</sup> La especificación de estos modelos puede consultarse en la página 1078 de Bollen y Busse (2001).



CUADRO 4. *Modelos tradicionales de sincronización con cuatro factores*<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. TM con factores de Fama y French y Carhart					
	152	27	28	0	
	0	0	180	178	
<i>smb</i>	39	1	149	42	
<i>hml</i>	118	14	62	7	0.781
<i>mom</i>	36	2	144	15	
	34	1	146	23	
B. MH con factores de Fama y French y Carhart					
	154	21	26	0	
	1	0	179	178	
<i>smb</i>	38	1	142	44	
<i>hml</i>	116	14	64	7	0.780
<i>mom</i>	38	2	142	14	
	42	1	138	22	

<sup>a</sup> Resultados de los modelos tradicionales de sincronización a los que se añaden los factores de Fama y French y Carhart. En concreto se muestra el número de parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $smb$ ,  $bml$  y  $mom$  positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. En la parte A se recoge el modelo de Treynor y Mzuy mientras que en la B el de Merton y Henriksson.

<sup>p</sup> 0. En general no hemos podido rechazar la hipótesis nula, por lo que, tal como analizamos en las siguientes secciones en la que se comentan los resultados de los diferentes modelos aplicados, se manifiesta la solidez de nuestros análisis.

### 1. Resultados obtenidos por los modelos tradicionales

En el cuadro 4 se presenta los resultados obtenidos a partir de los modelos tradicionales de sincronización en rentabilidad de Treynor y Mazuy (1966) (parte A) y de Merton y Henriksson (1981) (parte B) a los que se incluyen los factores de Fama y French (1993) y de Carhart (1997).<sup>7</sup> En este cuadro se recoge el número de parámetros y positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Estos parámetros miden las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado en rentabilidad de los gestores españoles, respectivamente.

<sup>7</sup> También hemos aplicado los modelos tradicionales con un factor, pero los resultados son muy similares, por lo que no los mostramos. Además, todos los modelos aplicados en este trabajo los hemos realizado con un factor y con los cuatro factores, sin embargo, por motivos de espacio, sólo mostraremos los resultados obtenidos por los modelos con un factor. Los lectores interesados pueden solicitar a los autores los resultados obtenidos para los modelos, incluyendo los cuatro factores.

Además se recoge la  $\beta$  del modelo y los tres factores adicionales (*smb*, *hml* y *mom*) así como el  $R^2$  ajustado.

Observamos, en ambos modelos una relación inversa entre las capacidades de selección y de sincronización, tal como ha sido contrastado por la bibliografía financiera, pues en ambos modelos destaca una proporción superior de negativas y significativas y una proporción mayor de positivas y significativas.

## 2. Resultados obtenidos por los modelos de sincronización con el mercado en rentabilidad y riesgo

En el cuadro 5 mostramos los resultados obtenidos por el modelo de Busse (1999) de sincronización conjunta en rentabilidad y riesgo (parte A), los obtenidos a partir del modelo de sincronización conjunta propuesto en el trabajo (parte B) y los obtenidos por el modelo de Chen y Liang (2006) (parte C). El coeficiente  $\beta$  es indicativo de la capacidad de selección de valores; el coeficiente  $\alpha$  en la medida de Busse (1999) y en la propuesta en este artículo,

CUADRO 5. Modelos conjuntos de sincronización<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. Modelo de sincronización conjunta de Busse					
	134	35	46	10	0.745469
	1	0	179	179	
	27	5	153	77	
	25	10	155	112	
B. Modelo de sincronización conjunta propuesto					
	143	34	37	11	0.736464
	1	1	179	174	
	45	7	135	43	
	126	18	54	10	
C. Modelo de sincronización conjunta de Chen y Liang					
	124	38	56	9	0.736
	1	0	179	179	
	76	5	104	24	

<sup>a</sup> Resultados obtenidos por los modelos de sincronización conjunta, en volatilidad y rentabilidad. La parte A muestra los resultados obtenidos por el modelo de sincronización conjunta de Busse (1999), la parte B los obtenidos por el modelo de sincronización conjunta propuesto y la parte C recoge los resultados obtenidos con el modelo de Chen y Liang (2006). En cada parte mostramos el número de parámetros positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Además recogemos el coeficiente  $R^2$  ajustado.

es representativo de la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad, mientras que en la medida de Chen y Liang (2006) mide la capacidad de sincronización del gestor tanto en rentabilidad como en riesgo; el coeficiente ( ) recoge la capacidad de sincronización con el mercado en volatilidad en el modelo de Busse (1999) (en la medida propuesta).

De nuevo registramos en este cuadro el número de coeficientes positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Observamos que continúa la relación inversa entre la capacidad de selección y la de sincronización en rentabilidad, pues la primera es en todos los modelos negativa y la segunda positiva. Además observamos que los gestores presentan una capacidad de sincronización en riesgo perversa, tanto por el modelo de Busse (1999) como por nuestra medida. Por tanto podemos concluir que los gestores son capaces de anticiparse adecuadamente a los movimientos del mercado en rentabilidad pero se exponen más a éste en situaciones de alta volatilidad.<sup>8</sup>

En cuanto al modelo de Chen y Liang (2006), como hemos comentado, el parámetro mide en este caso la capacidad de sincronización en rentabilidad y riesgo, de manera que al obtener unos valores claramente positivos deduciríamos que los gestores presentan una buena capacidad de sincronización con el mercado en los dos parámetros.

### 3. Resultados obtenidos por los modelos que incorporan variables de información pública

Para la aplicación de los modelos condicionales, representados en la expresión (8), se han empleado datos de tres variables de información predeterminada representativas del ciclo económico: i) *rentabilidad por dividendo*: se calcula como el cociente entre los dividendos pagados por el MSCI-Spain en los doce meses anteriores y el precio actual del índice; ii) *margen temporal*: se calcula como la diferencia anualizada entre la rentabilidad de las obligaciones del Estado a 10 años y el tipo de interés a tres meses de las Letras del Tesoro, y iii) *tipo de interés a corto plazo*: representado por el tipo de interés a tres meses de las Letras del Tesoro.

La razón de haber seleccionado estas tres variables radica en que se ha

<sup>8</sup> La coincidencia de los resultados obtenidos por el modelo de Busse (1999) y por el modelo propuesto en este artículo nos permite confirmar la correcta especificación de la medida propuesta.

demostrado su pertinencia para explicar las rentabilidades de acciones y bonos, tal como puede comprobarse en Ferson y Schadt (1996), Christopher, Ferson y Glassman (1998), Cortez y Silva (2002) o Roy y Deb (2004). El cuadro 6 recoge los resultados obtenidos por el modelo de Treynor y Mazuy condicional (parte A) y los obtenidos por el modelo de Merton y Henriksson condicional (parte B).

El coeficiente  $\beta$  es representativo de la capacidad condicional de selección de acciones de los gestores de manera que un coeficiente  $\beta$  positivo y significativo estaría indicando que el gestor hace un correcto uso de información privada en la selección de los valores que componen su cartera; el parámetro  $\gamma$  es representativo de la capacidad condicional de sincronización con el mercado, de modo que un valor positivo y significativo de este coeficiente sería indicativo de un uso correcto de información privada por parte de los gestores para sincronizarse con el mercado en rentabilidad. Se muestra también el coeficiente  $\alpha$ . Finalmente se presenta el coeficiente  $R^2$  ajustado.

Observamos a partir de ambos modelos un parámetro  $\beta$  negativo y significativo y un parámetro  $\gamma$  positivo y significativo. Por tanto, podemos confirmar el uso de información superior por parte de los gestores para anticiparse a los movimientos del mercado. Además reconfirmamos la relación inversa entre las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado en rentabilidad.

CUADRO 6. *Modelos condicionales de sincronización*<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. Modelo de Treynor y Mazuy					
	138	21	42	10	0.739
	3	0	177	163	
	76	2	104	21	
B. Modelo de Merton y Henriksson					
	141	28	39	13	0.738
	5	0	175	158	
	49	2	131	22	

<sup>a</sup> Resultados obtenidos a partir de las versiones condicionales de los modelos de Treynor y Mazuy (1966) (parte A) y de Merton y Henriksson (1981) (parte B), para los fondos que componen la muestra. La información que se recoge hace referencia al número de fondos con parámetros positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Finalmente, se registra el coeficiente  $R^2$  ajustado.

#### 4. Resultados de los modelos que corrigen el sesgo de la negociación interina

En la parte A del cuadro 7 se registran los resultados del modelo propuesto por Goetzmann *et al* (2000) para corregir el sesgo de la negociación interina; en la parte B (C) se muestran los resultados del modelo de Treynor y Mazuy (1966) (Merton y Henriksson, 1981) al que se incorpora un factor adicional (el promedio mensual del logaritmo del nivel de precio del mercado) propuesto por Ferson *et al* (2006) y Chen y Liang (2006) para corregir el sesgo de la negociación interina.

CUADRO 7. Capacidad de sincronización y efecto de negociación dinámica<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. Modelo de Goetzmann et al					
	17	1	163	36	0.739
	1	0	179	178	
	172	56	8	0	
B. TM con el factor de Ferson et al y Chen y Liang					
	100	24	80	0	0.737
	0	0	180	179	
	43	4	137	20	
	86	20	94	24	
C. MH con el factor de Ferson et al y Chen y Liang					
	96	33	84	0	0.736
	1	0	179	177	
	51	4	129	26	
	88	30	92	33	

<sup>a</sup> Resultados obtenidos por tres modelos propuestos para resolver el sesgo de la negociación dinámica, también conocido como negociación interina, para la muestra. La parte A recoge la propuesta de Goetzmann *et al* (2000), la parte B presenta el modelo de Treynor y Mazuy al que se ha incorporado el factor propuesto por Ferson *et al* (2006) y Chen y Liang (2006) para resolver este sesgo. Análogamente, la parte C registra el modelo de Merton y Henriksson al que se ha incorporado el mismo factor. Cada parte recoge el número de parámetros positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje, además se registra el coeficiente R<sup>2</sup> ajustado.

Observamos, a partir de la parte A, que el parámetro es claramente positivo y significativo, mientras que el parámetro es negativo y significativo. Por tanto, aunque continúa la relación negativa entre ambas capacidades ahora el signo de cada una de ellas es el opuesto, de manera que los gestores presentan capacidad para seleccionar los mejores valores a incluir en su cartera, pero no muestran capacidad para sincronizarse adecuadamente con el mercado en rentabilidad.

Las partes B y C muestran resultados opuestos, en el sentido de que continúa la relación negativa entre ambas capacidades pero, al igual que ocurría en los apartados anteriores, la capacidad de selección de valores es negativa y significativa y la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad es positiva y significativa. La significación del coeficiente ( ) de la variable de control del sesgo de la negociación interina en los dos modelos refleja la mala especificación de los modelos tradicionales de sincronización.

### 5. Resultados obtenidos por los modelos que ejercen un control por las opciones

La parte A del cuadro 8 recoge los resultados obtenidos por el modelo que incorpora el valor de la opción implícita en las actividades de sincronización. Observamos que desaparece la relación inversa entre las capacidades

CUADRO 8. Capacidad de sincronización y opciones<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. MH que incluye el costo de la opción					
	48	8	132	42	0.737
	1	0	179	179	
	34	4	146	45	
B. TM con factores de Jagannathan y Korajcyk					
	140	7	40	1	0.738
	0	0	180	179	
	35	3	145	14	
	136	26	47	30	
	155	27	25	30	
C. MH con factores de Jagannathan y Korajcyk					
	115	4	65	1	0.737
	2	0	178	170	
	65	2	115	6	
	112	24	68	20	
	148	25	32	30	

<sup>a</sup> Resultados obtenidos por tres modelos propuestos para establecer un control por las opciones que forman parte del fondo o por activos cuya estructura de pagos es similar a la de éstas. En la parte A se recoge la versión modificada del modelo de Merton y Henriksson que reconoce el costo implícito en las actividades de sincronización. En las partes B y C se presenta los modelos de Treynor y Mazuy y Merton y Henriksson, respectivamente, a los que se incorporan dos factores propuestos por Jagannathan y Korajczyk (1986) para corregir el efecto de la sincronización pasiva que generan los activos con estructuras de pagos no lineales en el fondo. Cada parte recoge el número de parámetros positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Además, se registra el coeficiente R<sup>2</sup> ajustado.

de selección de valores y de sincronización con el mercado en rentabilidad; de hecho encontramos una capacidad de selección ( ) positiva y significativa y una capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad ( ) también positiva y significativa, lo cual muestra el éxito de los gestores tanto en la selección de los mejores valores por incluir en la cartera como en la anticipación a los movimientos del mercado en rentabilidad.

Las partes B y C del cuadro 8 recogen los resultados de los modelos de sincronización tradicionales a los que se incluyen dos factores propuestos por Jagannathan y Korajczyk (1986) y que consisten en dos restricciones de exclusión que establecen un control por la no linealidad de los pagos de las opciones. En este sentido, el parámetro  $\gamma$  representa el coeficiente de  $\ln(|r_{m,t-1}|)$  y  $\beta$  el coeficiente de  $1/r_{m,t-1}$ . En la parte B estos términos no lineales son incorporados al modelo de Treynor y Mazuy (1966), mientras que en la parte C son incorporados al modelo de Merton y Henriksson (1981). Observamos que en ambos modelos los términos no lineales son significativos lo cual es indicativo de una mala especificación de los modelos de sincronización tradicionales.

En cuanto a la relación entre las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado en rentabilidad, no podemos establecer conclusiones dado que ninguno de los dos parámetros,  $\gamma$  y  $\beta$ , muestran un nivel razonable de significación estadística.

#### *6. Resultados de los modelos que establecen un control por efecto de negociación escasa*

El cuadro 9 presenta los resultados obtenidos por la propuesta de Chen y Liang (2006) para controlar el efecto de la negociación infrecuente, que consiste en incorporar términos rezagados de la cartera de referencia como factores adicionales. En este sentido obtenemos el coeficiente  $\alpha$ , y el mismo con uno y dos rezagos. También obtenemos el coeficiente  $\beta$ , y el mismo con uno y dos rezagos.

Observamos que todos los coeficientes rezagados, son significativos a 5%, lo cual de nuevo es indicativo de una incorrecta especificación de los modelos tradicionales. Sin embargo la relación negativa entre  $\alpha$  y  $\beta$  se mantiene. De hecho, se observa una capacidad de selección negativa y significativa mientras que la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad es positiva y significativa.

CUADRO 9. *Capacidad de sincronización y el efecto de negociación escasa<sup>a</sup>*

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
<i>TM con factores de Chen y Liang</i>					
	145	29	35	7	0.748641
	0	0	180	179	
	34	4	146	29	
	97	42	83	62	
	152	82	28	36	
	7	41	173	56	
	38	38	142	94	

<sup>a</sup> Se registra los resultados de la versión modificada del modelo de Treynor y Mazuy que incluye los factores propuestos por Chen y Liang (2006) para resolver el efecto de la negociación sistemáticamente escasa. Estos factores constituyen términos rezagados de la cartera de referencia y del cuadrado de ésta. Se ha aplicado hasta dos rezagos. Se registra el número de parámetros positivos, negativos, positivos y significativos a 5% y negativos y significativos al mismo porcentaje. Además se recoge el coeficiente  $R^2$  ajustado.

### 7. Resultados de los modelos que establecen un control por la variación en las condiciones del mercado

En la parte A del cuadro 10 se recogen los resultados obtenidos por el modelo de Treynor y Mazuy<sup>9</sup> (1966) en un panorama alcista y bajista del mercado. Observamos que la capacidad de selección de valores es, lógicamente, positiva en un panorama alcista y negativa en uno de mercado bajista; sin embargo este parámetro no es significativo en ningún caso. Sin embargo la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad es positiva y significativa en ambos panoramas de mercado. La parte B registra los resultados obtenidos por el modelo de Busse (1999) que determina la sincronización en volatilidad,<sup>10</sup> tanto en un panorama de mercado volátil como en uno de estabilidad. Observamos que la capacidad de selección de valores no es significativa en ninguno de los panoramas. En cuanto a la capacidad de sincronización con el mercado en riesgo, ésta es negativa (positiva y significativa) en un panorama de mercado volátil y positiva (negativa y significativa) en un panorama de mercado estable, lo cual es lógico puesto que será más fácil sincronizarse en riesgo con el mercado para obtener una rentabilidad positiva cuando éste sea más estable y, por tanto, más predecible.<sup>11</sup>

<sup>9</sup> Este análisis no es realizado para el modelo de Merton y Henriksson (1981) porque dada su especificación no tiene sentido aplicarlo en un panorama bajista del mercado.

<sup>10</sup> Este modelo se obtiene a partir de la ecuación (3) pero eliminando el tercer sumando de la parte derecha, ya que representa la capacidad de sincronización del gestor en rentabilidad.

<sup>11</sup> Cuando aplicamos la medida (5) de sincronización en volatilidad propuesta en este artículo los re-



CUADRO 10. *Capacidad de sincronización en diferentes condiciones del mercado*<sup>a</sup>

	# < 0	# < 0 sign	# > 0	# > 0 sign	Adj. R <sup>2</sup>
A. <i>TM en mercados alcistas</i>					
	47	1	132	8	0.511
	4	0	175	127	
	48	6	131	18	
<i>TM en mercados bajistas</i>					
	137	4	22	0	0.597
	0	0	159	142	
	46	2	113	21	
B. <i>Modelo de sincronización de la volatilidad de Busse en mercado volátiles</i>					
	105	8	55	1	0.756
	0	0	160	160	
	11	2	149	91	
<i>Modelo de sincronización de la volatilidad de Busse en mercado estables</i>					
	78	1	93	10	0.681
	1	0	170	165	
	97	21	74	5	
C. <i>Modelo de sincronización conjunta de Busse con proporción de Sharpe alta</i>					
	65	0	108	31	0.527
	4	0	169	138	
	100	4	73	2	
	31	10	142	74	
<i>Modelo de sincronización conjunta de Busse con proporción de Sharpe baja</i>					
	154	40	11	0	0.629
	4	0	161	138	
	21	1	144	32	
	3	0	162	121	

<sup>a</sup> Resultados del modelo de Treynor y Mazuy tanto para un panorama de mercado alcista como bajista (parte A), del modelo de sincronización en volatilidad de Busse (1999) tanto para un panorama de mercado volátil como estable (parte B), y del modelo de sincronización conjunta de Busse (1999) tanto para un panorama de alto desempeño como de bajo desempeño (parte C). Cada parte recoge el número de estimaciones positivas, negativas, positivas y significativas a 5% y negativas y significativas al mismo porcentaje; además se registra el coeficiente  $R^2$  ajustado.

Finalmente, en la parte C del cuadro 10 se recogen los resultados obtenidos por el modelo de sincronización en rentabilidad y riesgo de Busse (1999) para panoramas de desempeño alto y bajo. La capacidad de selección

sultados son similares. No son expuestos por motivos de extensión del trabajo pero los lectores interesados pueden solicitarlos a los autores.

es, lógicamente, positiva en un panorama de desempeño alto y negativo en un panorama de bajo desempeño. En cuanto a la capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad, ésta es no significativa en un panorama de desempeño alto y positivo y significativo en un panorama de desempeño bajo. Por último la capacidad de sincronización con el mercado en riesgo es negativa y significativa (positiva) en ambos panoramas.<sup>12</sup>

Para terminar con esta sección de descripción de los resultados obtenidos a partir de las diferentes medidas y en aras de conseguir una visión más clara de los mismos, mostramos en el cuadro 11 un resumen de los resultados, con particular hincapié en el signo de la relación entre las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado. Veremos, a partir de este cuadro, cómo queda patente la superioridad del modelo que considera el costo de la opción implícita en las actividades de sincronización.

## CONCLUSIONES

Este artículo parte de los modelos de sincronización tradicionales de Treynor y Mazuy (1966) y de Merton y Henriksson (1981) y se centra en resultados frecuentemente evidenciados por la bibliografía financiera que llevan a pensar que los modelos tradicionales son afectados por una serie de sesgos que generan coeficientes espurios. Estos resultados tienen relación con el hallazgo de una correlación negativa entre las capacidades de sincronización y de selección, así como con la obtención de coeficientes de sincronización o de selección negativos de manera sistemática.

El primer sesgo que se analiza en el artículo está relacionado con la no consideración, por parte de los modelos tradicionales, de la reacción del gestor ante modificaciones en la volatilidad del mercado; de hecho los modelos tradicionales de sincronización se centran únicamente en la convexidad de la rentabilidad de la cartera ante variaciones en la rentabilidad del mercado, sin embargo, desde una actitud racional de aversión al riesgo, la sincronización con el mercado debe realizarse respecto a su rentabilidad y a su riesgo.

Para subsanar este sesgo se aplica el modelo de sincronización conjunta en rentabilidad y riesgo de Busse (1999), el de Chen y Liang (2007), así como otro modelo propuesto en este artículo que descansa en la noción del mode-

<sup>12</sup> Al aplicar la medida (6) de sincronización en rentabilidad y riesgo propuesta en este artículo obtenemos resultados muy similares que no exponemos para abreviar la extensión del trabajo. Sin embargo, los lectores interesados pueden solicitarlos a los autores.

CUADRO 11. *Resumen de resultados obtenidos a partir de las diferentes medidas<sup>a</sup>*

<i>Modelo</i>	<i>Cuadro</i>	<i>Descripción</i>	<i>Selección</i>	<i>Sincr. rent.</i>	<i>Sincr. riesgo<sup>b</sup></i>	<i>Relación</i>
Treynor y Mazuy + factores FF y C	4	Sincronización en rentabilidad	Negativa	Positiva		Negativa
Merton y Henriksson + factores FF y C	4	Sincronización en rentabilidad	Negativa	Positiva		Negativa
Modelo conjunto de Busse	5	Sincronización en rentabilidad y riesgo	Negativa	Positiva	Positiva-perversa	No positiva
Medida conjunta propuesta	5	Sincronización en rentabilidad y riesgo	Negativa	Positiva	Negativa-perversa	No positiva
Medida de Chen y Liang	5	Sincronización en rentabilidad y riesgo	Negativa	Positiva	Positiva	Negativa
Treynor-Mazury condicional	6	Incluye información pública	Negativa	Positiva	Positiva	Negativa
Merton-Henriksson condicional	6	Incluye información pública	Negativa	Positiva	Positiva	Negativa
Modelo de Goetzmann <i>et al</i>	7	Control por el efecto de la negociación dinámica	Positiva	Negativa		Negativa
TM con factor de Ferson <i>et al</i> y de Chen y Liang	7	Control por el efecto de la negociación dinámica	Negativa	Positiva		Negativa
MH con factor de Ferson <i>et al</i> y de Chen y Liang	7	Control por el efecto de la negociación dinámica	Negativa	Positiva		Negativa
MH con costo de la opción	8	Control por el costo de la opción	Positiva	Positiva		Positiva
TM con factores de Jagannathan y Korajczyk	8	Control de opciones	No significativo	No significativo		No existe
MH con factores de Jagannathan y Korajczyk	8	Control de opciones	No significativo	No significativo		No existe
TM con factores de Chen y Liang	9	Control por efecto de la negociación escasa	Negativa	Positiva		Negativa
TM mercado alcista	10	Control por condiciones de mercado	No significativo	Positiva		No existe
TM mercado bajista	10	Control por condiciones de mercado	No significativo	Positiva		No existe
Busse mercado volátil	10	Control por condiciones de mercado	No significativo	No significativo	Positiva-perversa	No existe
Busse mercado estable	10	Control por condiciones de mercado	No significativo	No significativo	Negativo-éxito	No existe
Busse mercado con proporción de Sharpe alta	10	Control por condiciones de mercado	Positiva	No significativo	Positiva-perversa	Negativa
Busse mercado con proporción de Sharpe baja	10	Control por condiciones de mercado	Negativa	Positiva	Positiva-perversa	No positiva

<sup>a</sup> Comparación entre los resultados obtenidos por los diferentes modelos considerados en el artículo. Las dos primeras filas recogen los modelos tradicionales, que incluye los factores de fama y French y Carhart, y el resto de filas recogen las diferentes propuestas de la bibliografía para corregir los modelos tradicionales. Las filas cuarta y undécima recogen modelos propuestos en este trabajo. La columna 1 identifica el modelo; la columna 2 indica el cuadro en el que se registran los resultados del modelo al que se hace referencia; en la tercera columna se muestra una descripción del modelo. Las columnas cuarta y quinta indican si el gestor presenta capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado en rentabilidad positivas (éxito), negativas (fracaso) o no significativas. La columna sexta muestra si el gestor presenta una capacidad de sincronización con el mercado en riesgo positiva, negativa o no significativa. Finalmente la columna séptima muestra el signo de la relación entre las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado.

<sup>b</sup> En la columna “sincronización en riesgo” el término “perversa” se emplea para referirse a una inadecuada capacidad de sincronización; ésta puede aparecer aun cuando el modelo genera un coeficiente positivo, según la especificación de éste. Del mismo modo el término “éxito” es empleado para referirse a una capacidad de sincronización adecuada; ésta podría darse aun cuando el modelo generase un coeficiente negativo, pues depende de la propia especificación del mismo.

lo de Merton y Hernriksson (1981). El segundo sesgo analizado consiste en la no consideración de la información pública por parte de los modelos tradicionales. Estos modelos no consideran la variación de las expectativas del inversionista como consecuencia de una modificación en la información disponible respecto al ciclo económico.

Para corregir este sesgo se aplica un modelo condicional, basado en Ferson y Schadt (1996) y Ferson y Quian (2004), que no sólo establece un control por la variación temporal común entre la prima de riesgo y la de la cartera como consecuencia de la información pública de la situación económica, sino que también incluye un término que capta la variabilidad de la capacidad de sincronización del gestor a lo largo del ciclo económico que es debida al uso de información pública por parte del mismo. De este modo los modelos condicionales evalúan las capacidades de selección y sincronización del gestor que surgen de la posesión y correcto uso por parte de éste de información superior, no disponible para el mercado, es decir, evalúan el valor realmente agregado por el gestor mediante su gestión.

El tercer sesgo analizado en este trabajo hace referencia al conocido efecto de negociación dinámica o negociación interina, es decir, la infravaloración que se produce en las estimaciones de las medidas de sincronización basadas en rentabilidad cuando los fondos siguen estrategias de sincronización y negocian entre las fechas en que se han tomado las observaciones de rentabilidad. Para resolver este sesgo aplicamos la solución propuesta por Goetzmann *et al* (2000), que consiste en tomar las rentabilidades diarias de un índice correlacionado con los activos arriesgados del gestor que practica sincronización. De manera que crean un factor que percibe la sincronización diaria aun cuando las rentabilidades diarias de los activos arriesgados en los que el gestor practica la sincronización no estén disponibles.

Además se trata de resolver el sesgo de la negociación interina aplicando la propuesta de Ferson *et al* (2006), que se basa en un modelo de valoración de activos continuo en el tiempo que incluye variables públicas promedio como factores de control adicionales. La agregación temporal de estas variables públicas lleva a un factor estocástico de descuento. Los factores empíricos sugeridos por el factor estocástico de descuento son los cambios mensuales discretos en las variables públicas y sus promedios temporales dentro del mes. En este contexto, Ferson *et al* (2006) aseguran que si se aproxima la variable pública mediante el logaritmo del precio del mercado, entonces el problema de la negociación interina podría ser controlado por la media mensual de la

variable pública. Por tanto, basados en Ferson *et al* (2006) y Chen y Liang (2006) incluimos esta variable *proxy* en las regresiones de sincronización.

El siguiente sesgo analizado en el trabajo está relacionado con la opción implícita en las actividades de sincronización. Dado que tanto el modelo de Treynor y Mazuy (1966) como el de Merton y Henriksson (1981) se basan en el concepto de opciones, puesto que ambos descansan en la noción de estructuras de pagos no lineales, y dado que, tal como señala Rubio (1993), la capacidad de sincronización considerada por estos modelos puede ser entendida como una opción gratuita, esto implica que un coeficiente de sincronización positiva (negativa) en el modelo de Merton y Henriksson (1981) es equivalente a la compra (venta) de una opción *put* en el mercado sin pagar (percibir) la prima, por lo que el decremento (incremento) en la rentabilidad por el dinero pagado (obtenido) por la compra (venta) de la opción se mostrará como un coeficiente negativo (positivo). Es decir, se observa una correlación negativa entre las medidas de sincronización y selección en caso de que los fondos incorporen opciones o valores con características similares en sus carteras. Por tanto, basados en Rubio (1993) incluimos el costo de la opción implícita en los modelos de sincronización.

Con base en el concepto de la opción implícita en las actividades de sincronización, intentamos corregir el efecto de sincronización pasiva: las rentabilidades de una cartera pasiva que invierte en activos cuya estructura de pagos es similar a la de las opciones (por ejemplo, las acciones de una empresa apalancada) se relacionan de forma convexa o cóncava con las rentabilidades del mercado aunque el gestor no practique estrategias de sincronización. Para resolver este efecto, seguimos la propuesta de Jagannathan y Korajczyk (1986), que consiste en incluir varias funciones no lineales de la cartera de referencia como restricciones de exclusión en las regresiones de sincronización.

El siguiente sesgo analizado en el artículo es conocido como efecto de negociación escasa: una negociación sistemáticamente escasa puede generar pruebas de capacidad de sincronización espuria. Se produce una valoración no actualizada de los activos de manera sistemática, lo cual lleva a crear una concavidad o convexidad espuria. Para resolver este sesgo seguimos la propuesta de Chen *et al* (2005). Estos autores modelizan la valoración a precios históricos sistemática. Además, observan que la suma de las covarianzas de la rentabilidad observada con el factor mercado al cuadrado y con éste rezagado un periodo es igual a la verdadera covarianza o coeficiente de sincronización. De manera que estos autores creen que este sesgo puede ser mitigado

incorporando en los modelos de sincronización términos rezagados de la cartera de referencia como factores adicionales.

Finalmente, hemos analizado el sesgo que produce en los modelos de sincronización tradicionales la variación en las condiciones de mercado. En este sentido hemos considerado que el gestor podría recibir diferentes señales de sincronización, según el panorama en que se encuentre el mercado. Por ello hemos estimado la sincronización en rentabilidad de manera separada para panoramas alcistas y bajistas del mercado; la sincronización en volatilidad de manera separada para mercados volátiles y estables, y hemos medido la sincronización conjunta de manera separada para mercados con una proporción de Sharpe alta y baja.

Con un conjunto de fondos de inversión españoles de renta variable nacional, centrándonos en el periodo junio de 1994 a diciembre de 2006, hemos aplicado los modelos de sincronización tradicionales así como las diferentes propuestas de corrección a los sesgos analizados.

Observamos en los modelos tradicionales una relación inversa entre las capacidades de sincronización y de selección, tal como apuntábamos en la Introducción. Esta relación inversa, tal como evidencia la bibliografía, es indicativa de la posible existencia de sesgos que afectan a los modelos de sincronización tradicionales. Sin embargo, al aplicar las diferentes propuestas de corrección de los sesgos hemos comprobado que esta correlación negativa entre ambas capacidades no desaparece, lo cual lo asimilamos a que hemos ido aplicando modelos que resolvían cada sesgo de manera individual pero no hemos aplicado ningún modelo que corrija conjuntamente todos los sesgos. Es decir, hemos ido dando soluciones parciales. La inclusión de correcciones a todos los sesgos considerados en un único modelo generaría con seguridad problemas de multicolinealidad en las variables. Sin embargo, hemos observado que el reconocimiento del costo de las actividades de sincronización y su inclusión en el modelo tradicional elimina la correlación negativa entre las capacidades de selección de valores y de sincronización con el mercado del gestor, lo que demuestra por tanto la superioridad de este modelo frente a los demás y la necesidad de reconocer tal costo.

En general, nuestros resultados nos permiten hablar de una capacidad de selección de valores negativa por parte de nuestros gestores, y de una capacidad de sincronización con el mercado en rentabilidad positiva. Sin embargo, en general, nuestros gestores se exponen más al mercado en panoramas de mayor riesgo.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Admati, A., S. Bhattacharya, P. Pfleiderer y S. Ross (1986), "On Timing and Selectivity", *Journal of Finance*; 41, pp. 715-730.
- Asness, C., R. Krail y J. Liew (2001), "Do Hedge Funds Hedge?", *Journal of Portfolio Management*, 28, pp. 6-19.
- Ayadi M. A., y L. Kryzanowsky (2004), "Performance of Canadian Fixed-Income Mutual Funds", artículo presentado en la reunión de la Portuguese Finance Network, 15-16 de julio, Lisboa.
- Bollen, N., y J. Busse (2001), "On the Timing Ability of Mutual Fund Managers", *Journal of Finance*, 56, pp. 1075-1094.
- , y — (2004), "Short-Term Persistence in Mutual Fund Performance", *Review of Financial Studies*, 12, pp. 1009-1041.
- Brown, S., D. Gallagher, O. Steenbeek y P. Swann (2005), "Doubling or Nothing: Patterns of Equity Fund Holdings and Transaction", EFA Moscow Meetings Paper (disponible en <http://ssrn.com/abstract=555423>).
- Busse, J. (1999), "Volatility Timing in Mutual Funds: Evidence from Daily Returns", *Review of Financial Studies* 12, pp. 1009-1041.
- Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- , J. N. Carpenter, A. Lynch y D. K. Musto (2002), "Mutual Fund Survivorship", *Review of Financial Studies* 15, pp. 1439-1463.
- Chen, Y., y B. Liang (2007), "Do Market Timing Hedge Funds Time the Market?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42(4), pp. 827-856.
- , W. Ferson y H. Peters (2005), "Measuring the Timing Ability of Fixed Income Mutual Funds", Working Paper, Boston College.
- Christopherson, J. A., W. E. Ferson y D. A. Glassman (1998), "Conditioning Manager Alpha on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance", *Review of Financial Studies* 11, pp. 111-142.
- Cortez, M. C., y F. Silva (2002), "Conditioning Information on Portfolio Performance Evaluation: A Re-examination of Performance Persistence in the Portuguese Mutual Fund Market", *Finance India*, 16, pp. 1393-1408.
- Edelen, M. R. (1999), "Investor Flows and the Assessed Performance of Open-end Mutual Funds", *Journal of Financial Economics* 53(3), pp. 439-466.
- Fama, E. (1972), "Components of Investment Performance", *Journal of Finance* 27, pp. 551-567.
- , y K. R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Ferson, W., y R. Schadt (1996), "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *Journal of Finance* 51, pp. 425-462.

- Ferson, W., y V. Warther (1996), "Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market", *Financial Analysts Journal* 52, pp. 20-28.
- , y M. Quian (2004), "Conditional Performance Evaluation Revisited", Research Foundation Monograph of the CFA Institute (AIMR).
- , T. Henry y D. Kisgen (2006), "Evaluating Government Bond Funds with Stochastic Discount Factors", *Review of Financial Studies* 19, pp. 423-455.
- Fung, H., E. Xio y J. Yau (2002), "Global Hedge Funds: Risk, Return, and Market Timing", *Financial Analysts Journal* 58, pp. 19-30.
- Gallagher, D. R., P. L. Swan y A. N. Ross (2007), "Individual Security Timing Ability and Fund Manager Performance", Working Paper, University of New South Wales (disponible en <http://ssrn.com/abstract=989867>).
- Getmansky, M., A. Lo e I. Makarov (2004), "An Econometric Model of Serial Correlation and Illiquidity in Hedge Funds Returns", *Journal of Financial Economics* 74, pp. 529-609.
- Goetzmann, W., J. Ingersoll y Z. Ivkovich (2000), "Monthly Measurement of Daily Timers", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, pp. 257-290.
- Hallahan, T. A., y R. W. Faff (2001), "Induced Persistence or Reversals in Fund Performance?: The Effect of Survivor Bias", *Applied Financial Economics* 11, pp. 119-126.
- Jagannathan, R., y R. Korajczyk (1986), "Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios", *Journal of Business* 59, pp. 217-235.
- Jensen, M. C. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance* 23, pp. 389-416.
- (1972), "Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance", Szego y Shell (comps.), *Mathematical Methods in Investment and Finance*, Amsterdam, North Holland/American Elsevier.
- Jiang, G. J., T. Yao y T. Yu (2005), "Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings", AFA 2005 Philadelphia Meetings Paper.
- Kothari, S. P., y J. Warner (2001), "Evaluating Mutual Fund Performance", *Journal of Finance* 56, pp. 1985-2010.
- Lhabitant, F. S. (2001), "On Swiss Timing and Selectivity: In the Quest of Alpha", *Financial Markets and Portfolio Management* 15(2), pp. 154-172.
- Matallín, J. C. (2006), "Lo que la verdad esconde: ¿importa el tamaño en la gestión de los fondos de inversión?", *Estudios Financieros. Revista de Contabilidad y Tributación* 285, pp. 183-216.
- , D. Moreno y R. Rodríguez (2007), "Por qué la habilidad de sincronización parece ser negativa", artículo presentado en la reunión anual del XV Foro de Finanzas, 15-16 de noviembre, Palma de Mallorca.
- Merton, R. C., y R. D. Henriksson (1981), "On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business* 54, pp. 513-534.



- Pastor, L., y R. F. Stambaugh (2002), "Mutual Fund Performance and Seemingly Unrelated Assets", *Journal of Financial Economics* 63(3), pp. 315-349.
- Roy, B., y S. S. Deb (2004), "Conditional Alpha and Performance Persistence for Indian Mutual Funds: Empirical Evidence", *Journal of Applied Finance*, enero, pp. 30-48.
- Rubinstein, M. A. (1973), "A Comparative Static Analysis of Risk Premium", *Journal of Business* 46, pp. 605-615.
- Rubio, G. (1993), "Performance Measurement of Manager Portfolios: A Survey", *Investigaciones Económicas* 17(1), pp. 3-41.
- Somasundaram, S. (2007), "The Quest for 'á': —How Far Does it Exist? — An Empirical Analysis of the Relative Performance of Active-Passive Management Issue for Indian Equity Mutual Funds", Working Paper Series (disponible en <http://ssrn.com/abstract=1023922>).
- Treynor, J., y K. Mazuy (1966), "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review* 44, pp. 131-136.
- Volkman, D. (1999), "Market Volatility and Perverse Timing Performance of Mutual Fund Managers", *The Journal of Financial Research* 22, pp. 449-471.