

J. L. MIRALLES MARCELO *
M.^a MAR MIRALLES QUIRÓS *

Habilidades de *Timing* en la gestión de los fondos de inversión de renta variable**

SUMARIO: 1. Introducción. 2. Test de market timing. 3. Base de datos. 4. Propiedades estadísticas de los contrastes. 5. Análisis empírico. 5.1. Metodología *Bootstrap*. 5.2. Resultados empíricos. 6. Conclusiones. Referencias bibliográficas

RESUMEN: El objetivo del presente estudio consiste en analizar, para un grupo de fondos de inversión de renta variable nacional, si la frecuencia de observación produce cambios en la detección de habilidades de *timing* por parte de los gestores profesionales de carteras. Aplicando un procedimiento robusto de contrastación basado en la metodología *bootstrap*, se comprueba que, con el empleo en el análisis de datos diario, aumenta la significatividad de los resultados obtenidos y, por tanto, la capacidad para detectar habilidades de *timing*.

Palabras clave: Fondos de Inversión, gestión de carteras, *market timing*, *bootstrap*.

ABSTRACT: The purpose of this study is to analyze, for a sample of Spanish equity mutual funds, if the frequency of observation causes changes in detecting market timing abilities in managers' mutual funds. We use a robust contrast tool, based on the bootstrap methodology, and we show that, using daily data, we can increase the significance of results and thus the capacity for detecting market timing abilities.

Key words: Mutual funds, portfolio management, market timing, bootstrap.

1. Introducción

La evaluación de la *performance* de las carteras institucionales es un tema de indudable interés en el campo de las finanzas. Más aún tras el espectacular crecimiento experimentado por los fondos de inversión como componente fundamental de la inversión colectiva en España.

* Universidad de Extremadura. Dpto. Economía Financiera y Contabilidad. Avda. Elvas s/n 06071 Badajoz. Tfno:924 28 95 10. Fax: 924 27 25 09. jlmiralles@unex.es y marmiralles@unex.es

** Deseamos agradecer los comentarios y sugerencias de los evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar la versión original del presente trabajo. Los errores que puedan persistir son de responsabilidad exclusiva de los autores.

Debido a la importancia de esta partida, resulta interesante identificar el éxito de los gestores de fondos, especialmente ante la existencia de una amplia evidencia en relación a que las rentabilidades de los fondos más activamente gestionados es inferior a la obtenida por el índice de referencia. Adicionalmente, y desde una perspectiva académica, el conseguir identificar un comportamiento superior por parte de los gestores de fondos es interesante porque desafía la hipótesis de eficiencia del mercado.

La literatura sobre evaluación de carteras ha reconocido fundamentalmente dos procedimientos para llevar a cabo una gestión activa, estos son la selección de activos y la sincronización con el mercado. La primera de ellas intenta seleccionar aquellos valores infravalorados por el mercado incorporándolos en la cartera a la espera de un retorno a su valor esperado y extrayendo de la cartera aquellos valores sobrevalorados por el mercado, anticipando de este modo una futura bajada en el precio. Por el contrario, la sincronización con el mercado o *market timing* hace referencia al conjunto de estrategias que persiguen beneficiarse de los ajustes en la composición de la cartera básica, en respuesta a los cambios en las expectativas de los mercados de capitales en el corto plazo, con el fin de explotar las ineficiencias temporales que puedan existir.

La mayoría de los estudios existentes encuentran poca evidencia acerca de las habilidades de *market timing* de los gestores de cartera. Al igual que Marín y Rubio (2001), y para destacar aquellos trabajos que han tenido una mayor relevancia a nivel internacional, dividimos la evidencia empírica existente en función de la utilización exclusiva de rendimientos de los fondos y en aquellos que incorporan explícitamente la necesidad de usar la composición de las carteras de los fondos. Entre los primeros cabe destacar los trabajos de Treynor y Mazuy (1966), Henriksson y Merton (1981), Pflleiderer y Bhattacharya (1983), Admati, Bhattacharya, Pflleiderer y Ross (1986) y Kosowski, Timmermann, White y Wermers (2001), entre otros. La relación de trabajos teóricos que añaden explícitamente el reconocimiento de estrategias dinámicas por parte de los fondos es más reducida, destacamos la contribución de Cornell (1979), Grinblatt y Titman (1989) y Elton y Gruber (1991).

Dentro del primer grupo de investigación considerado, los estudios más recientes realizados para el mercado norteamericano de *mutual funds* se caracterizan por emplear bases de datos diarias que permiten captar una mayor capacidad de habilidades de *timing* que no era posible apreciar con el empleo de bases de datos mensuales. Uno de los primeros estudios en hacerlo constar ha sido el realizado por Goetzmann, Ingersoll y Ivkovic (2000), quienes señalan como la frecuencia mensual puede fallar a la hora de capturar la contribución de las actividades de *timing* por parte de los gestores en las rentabilidades de los fondos, porque para la mayoría de los fondos las decisiones relacionadas con estas estrategias son hechas con una frecuencia mayor que mensual. Evidencia empírica a favor de este argumento es la aportada por Bollen y Busse (2001), cuya metodología es la que seguimos en este estudio, así como la aportada por Chance y Hemler (2001), quienes comprueban como al realizar el estudio de las habilidades de *timing* de los gestores de cartera norteamericanos con datos diarios se observa una mayor capacidad de sincro-

nización, que no se habría detectado de realizar el estudio con una menor frecuencia, por lo general, mensual. Edelen y Warner (2001) también utilizan una base de datos diaria para ver el efecto agregado de la inversión institucional en las rentabilidades bursátiles.

Por otro lado, el incremento experimentado por el sector de fondos de inversión en España también ha motivado el reciente desarrollo de trabajos de evaluación de resultados. Así, Rubio (1992) analiza la *performance* de diversos fondos de inversión españoles empleando tanto los datos de rendimientos como los de la composición de la cartera. Martínez (1995 y 1996) estudia el efecto de las restricciones legales en el proceso de evaluación y la demanda de fondos por parte de los inversores. Ferruz y Sarto (1996) proponen modelos alternativos a las medidas clásicas de *performance*. Basarrate y Rubio (1999) estudian el efecto de la ausencia de simultaneidad en las series temporales de los valores liquidativos de los fondos y sus correspondientes carteras *benchmark*. Matallín y Fernández (1999) realizan un análisis por estilos de los fondos de inversión. Menéndez y Álvarez (2000) llevan a cabo un análisis de la persistencia temporal en la obtención de los resultados. Destacamos también las aportaciones de Lamothe (1999) en relación al análisis de la gestión de carteras de acciones internacionales, así como a Marín y Rubio (2001), quienes realizan una amplia revisión metodológica sobre la evaluación de los resultados de los fondos de inversión. Hacemos constar, no obstante, que prácticamente todos ellos emplean una base de datos de frecuencia mensual, a excepción de Basarrate y Rubio (1999), que emplean datos de frecuencia semanal.

El objetivo principal de este estudio va a consistir, por tanto, en analizar un grupo de fondos de inversión de renta variable nacional utilizando las rentabilidades diarias y mensuales para determinar si la frecuencia temporal de las observaciones produce cambios en la detección de habilidades de *timing* por parte de los gestores, que justifique la tendencia actual en este campo de la investigación financiera del empleo de observaciones diarias en lugar de observaciones mensuales¹.

Entre las contribuciones principales del estudio podemos destacar en primer lugar que nos permite comprobar como con la utilización de datos diarios aumenta la capacidad para detectar habilidades de *timing* efectuadas por parte de los gestores profesionales de fondos de inversión. Y, en segundo lugar, como consecuencia de la utilización de una base de datos diaria, aportamos un procedimiento de contrastación de habilidades de *timing* más robusto, basado en la utilización de la metodología *bootstrap*.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En primer lugar se expone la metodología de análisis propuesta. Se revisan las dos principales medidas de *market timing* para el caso en el que la evaluación de la cartera disponga

¹ No obstante, hay que señalar que el empleo de una base de datos de frecuencia semanal para el mercado español por Basarrate y Rubio (1999) podría haber justificado la consideración de esta frecuencia temporal en nuestro estudio. Objetivo que podría quedar marcado para investigaciones futuras.

exclusivamente de la evolución temporal de las rentabilidades obtenidas por los gestores profesionales. Posteriormente se detalla la base de datos empleada para la realización del estudio. Mostramos la aplicación de la técnica de remuestreo *bootstrap* para una estimación más robusta de los coeficientes de *timing*. Y, por último, se analizan los resultados obtenidos y se resumen las principales conclusiones alcanzadas.

2. Tests de *market timing*

Los gestores profesionales de carteras pueden obtener rentabilidades superiores a las del mercado en base principalmente a dos procedimientos muy distintos. En primer lugar porque seleccionan adecuadamente los valores que integran su cartera y en segundo lugar porque anticipan los movimientos del mercado, lo que les permite obtener ganancias al reestructurar su cartera entre renta variable y renta fija a corto o largo plazo, aún sin tener una buena predicción de la evolución de cada título individualmente. Este segundo efecto recibe la denominación de sincronización, ya que refleja la adecuada sincronía entre movimientos del mercado y la reestructuración de las carteras.

Por tanto, la sincronización o *market timing* hace referencia a la capacidad de anticipación de los movimientos del mercado. Esto les permite a los gestores incrementar la rentabilidad de sus inversiones al reestructurar adecuadamente sus carteras entre renta variable y renta fija, aún sin tener una buena predicción de la evolución futura de cada título individual.

Consideramos un perfecto *timer* a aquel gestor que es capaz de anticipar adecuadamente los movimientos del mercado, de manera que, cuando el mercado entre en fase alcista invertirá en activos más arriesgados y, por el contrario, cuando el mercado entre en fase bajista, tenderá a invertir en activos sin riesgo.

Entre los métodos más utilizados para la estimación de dicho efecto destacan el método aportado por Treynor y Mazuy (1966), también denominado método cuadrático, y el aportado por Henriksson y Merton (1981), método basado en la opción de reestructurar la cartera.

Treynor y Mazuy (1966) utilizan la siguiente regresión para realizar el contraste de *market timing*:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \gamma_p r_{mt}^2 + \varepsilon_{pt}$$

donde r_{pt} es el exceso de rentabilidad de la cartera p para el período t , r_{mt} es el exceso de rentabilidad del mercado y, por último, γ_p mide la habilidad de *timing* de la cartera p , que si toma un valor positivo indicará una sincronización correcta de la cartera. Por otro lado, un valor de alfa positivo indicará una política adecuada de selección de los activos.

Como señalan Matallín y Fernández (2000), para una cartera activamente gestionada, como es el caso de los fondos de inversión, el nivel de riesgo sistemático puede ser considerado el resultado de dos componentes. El primero sería el correspondiente a la posición de riesgo definida por la vocación inver-

sora del fondo. El segundo, sería una variable de decisión de los gestores, en la medida que éstos mediante la gestión activa de la cartera pueden variar la beta del fondo al objeto de sincronizar con el mercado. En base a esta primera metodología podríamos considerar la existencia de una beta dinámica en base a la siguiente expresión:

$$\beta_{pt} = \beta_p + \gamma_p r_{mt}$$

donde β_p es la beta del modelo de mercado.

De acuerdo con este método, el beta de una cartera variará progresivamente con las variaciones del mercado. Al tener un mayor riesgo, cuando el mercado se halle en fase alcista, la rentabilidad de la cartera será mayor que la del beta medio, y en fase bajista la rentabilidad será también mayor al no incurrir en pérdidas gracias a una gestión prudente de la cartera (Freixas, Marín, Martínez y Rubio, 1997).

Henriksson y Merton (1981) desarrollan un contraste de *market timing* diferente. En su modelo, el gestor consigue realizar una adecuada sincronización entre renta fija y variable basándose en la predicción futura de las rentabilidades del mercado, como en el caso anterior, con la diferencia que este nuevo contraste consigue prever únicamente dos tipos de períodos distintos, los de mercado alcista y bajista, sin poder ajustar progresivamente el beta de su cartera. Formalmente,

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \gamma_p r_{mt}^* + \varepsilon_{pt}$$

donde,

$$r_{mt}^* = I\{r_{mt} > 0\} r_{mt}$$

y $I\{r_{mt} > 0\}$ representa una variable *dummy* que toma el valor uno si r_{mt} es positivo y cero en caso contrario. De nuevo, un coeficiente γ_p positivo indicará una sincronización correcta. Una selección correcta implicará de nuevo un coeficiente alfa positivo. En este caso, la beta dinámica que recoge el modelo de *timing* responde a la expresión:

$$\beta_{pt} = \beta_p + \gamma_p I\{r_{mt} > 0\}$$

El conjunto de estos métodos ha permitido obtener un conocimiento preciso de la eficiencia de los fondos de inversión. Es por ello que ambos modelos son los utilizados para medir las habilidades de *timing* en nuestra muestra de fondos de inversión.

Estudios precedentes realizados en el mercado norteamericano, entre ellos Bollen y Busse (2001) y Kosowski, Timmermann, White y Wermers (2001), en cambio, aplican la metodología expuesta anteriormente a un modelo de equilibrio de cuatro factores en el que los tres factores adicionales son los considerados por Fama y French (1993): tamaño, *book-to-market* y *momentum*, con el objetivo de capturar estas anomalías. Sin embargo, en el caso del

mercado de valores español no se ha llegado a encontrar una evidencia suficientemente clara de la existencia de dicho conjunto de anomalías, por lo que consideramos como modelo de equilibrio en nuestro estudio el modelo de mercado².

Por otro lado, hay que señalar que cuando se estiman los parámetros con rentabilidades diarias la negociación infrecuente de algunos fondos puede generar problemas de correlación serial. Es por ello que incluimos, en los casos que resulta necesario, los valores retardados como nuevas variables independientes en las regresiones efectuadas.

3. Base de datos

La base de datos utilizada en nuestro estudio está formada por una muestra de fondos de inversión de renta variable nacional, siguiendo para su identificación la clasificación realizada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). Son un total de 40 fondos de inversión, pertenecientes a 22 sociedades gestoras diferentes, cuya denominación aparece en un cuadro Anexo al final del estudio. A pesar de no representar la totalidad de la inversión colectiva en renta variable nacional, consideramos que permiten alcanzar el objetivo marcado en el estudio, analizar si la frecuencia temporal en las observaciones produce cambios en la detección de habilidades de *timing*.

El período muestral está comprendido entre el 2 de enero de 1995 y el 28 de diciembre de 2001. Por tanto, analizamos el comportamiento de 40 fondos de inversión durante los últimos siete años. Esto supone un total de 1749 días de negociación y 84 meses.

Con el fin de minimizar el efecto del sesgo de supervivencia hemos considerado todos los fondos de renta variable de los que hemos obtenido información, independientemente de que existan a lo largo de todo el período 1995-2001. Así al principio de cada año tenemos el siguiente número de fondos: 20 en 1995 y 1996, 23 en 1997, 32 en 1998, 37 en 1999, 38 en 2000 y 40 en 2001.

Las rentabilidades diarias correspondientes a cada fondo de inversión se han obtenido a partir de la siguiente fórmula:

$$R_{pt} = \frac{VL_{pt} - VL_{pt-1}}{VL_{pt-1}}$$

donde VL_{pt} es el valor liquidativo del fondo p en el día t.

² Entre otros motivos que nos llevaron a tomar esta decisión destacamos el trabajo realizado por Basarrate y Rubio (1999) para el mercado español de fondos de inversión, en el que la aplicación de un modelo de equilibrio que incluye el factor tamaño y el factor *book-to-market*, no proporciona mejores resultados.

Para determinar si los datos diarios generan diferentes resultados que los datos mensuales, han sido generadas las rentabilidades mensuales de cada fondo a partir de las rentabilidades diarias. Formalmente,

$$R^M = \prod_{t=1}^{T+N-1} (1 + R_t^D) - 1$$

donde R^M representa la rentabilidad mensual, R^D es la rentabilidad diaria, N el número de días de negociación que hay en un mes concreto y T representa el primer día de negociación del mes.

Una vez determinada la rentabilidad diaria y mensual de cada fondo de renta variable, y a fin de compararla con la rentabilidad mensual de la cartera de mercado, calculamos igualmente la evolución de la rentabilidad mensual y diaria del índice IBEX-35³.

Por otro lado, aproximamos la rentabilidad mensual y diaria libre de riesgo a partir de la tasa mensual y diaria equivalente a la rentabilidad anual de las letras del Tesoro a un año.

La Tabla 1 refleja los estadísticos descriptivos más significativos de los fondos así como del índice de mercado considerado, el índice IBEX-35. Donde podemos observar resumidamente las propiedades estadísticas de las distribuciones de rentabilidad tanto diarias como mensuales de las principales variables objeto de estudio.

Contrastamos la hipótesis de normalidad de las rentabilidades de los fondos de inversión y del índice de mercado mediante el estadístico Jarque-Bera. Para los datos diarios observamos claramente la ausencia de normalidad⁴ en las series de rentabilidades tanto del IBEX-35 como de los fondos objeto de estudio, para los que se presenta la media obtenida a partir del análisis conjunto de todos ellos. Esta es una de las razones que nos motiva a utilizar el procedimiento de remuestreo *bootstrap* para realizar las estimaciones de *timing* anteriormente consideradas. Para los datos mensuales también tenemos que señalar que los resultados obtenidos en cambio no son tan desfavorables en relación a este estadístico.

Por otro lado, si nos centramos en el análisis de la rentabilidad media observamos como tanto la rentabilidad media diaria como mensual del índice IBEX-35 es reducidamente superior a la obtenida por el conjunto de fondos analizados. Resultado que va a guardar relación con los obtenidos posteriormente con el análisis de las estrategias de *timing*.

El Panel B de la Tabla 1 muestra el número de fondos en la muestra cada año así como la rentabilidad media y desviación típica en promedio del conjunto de fondos de inversión de cada año. Observamos como la muestra inclu-

³ De acuerdo con otros estudios precedentes para el mercado español como son Basarrate y Rubio (1999), Menéndez y Álvarez (2000) y Matallín y Fernández (2000).

⁴ Debido fundamentalmente a un exceso de curtosis.

ye años con altas y bajas rentabilidades y desviaciones típicas, sugiriendo como la muestra es suficientemente rica como para capturar actividades de *market timing*.

TABLA 1.— *Estadísticos descriptivos*

Panel A: Estadísticos diarios y mensuales						
		μ	σ	S	K	JB Test
Fondos	Diario	0,043 %	1,274 %	0,086	18,453	475416
	Mensual	1,402 %	5,221 %	-0,206	0,765	2,9679
IBEX-35	Diario	0,067 %	1,420 %	-0,240	5,519	479,669
	Mensual	1,412 %	6,587 %	-0,319	0,929	4,454

Panel B: Estadísticos anuales			
Años	Número de Fondos	μ	σ
1995	20	1,1075 %	0,4494 %
1996	20	2,6564 %	0,6492 %
1997	23	2,6260 %	0,7379 %
1998	32	2,6497 %	0,6416 %
1999	37	1,4286 %	0,6033 %
2000	38	-1,2810 %	0,5858 %
2001	40	-0,5122 %	0,6864 %

4. Propiedades estadísticas de los contrastes

En esta sección generamos rentabilidades de fondos de inversión bajo la hipótesis nula de ausencia de habilidades de *timing* y bajo dos hipótesis alternativas, con el propósito de medir el tamaño y el poder de los tests de *timing* utilizados.

Encontramos que los tests tienen sustancialmente más poder cuando aplicamos datos diarios que cuando aplicamos datos mensuales. Esto nos proporciona la suficiente motivación para la siguiente sección, en la que estudiamos las habilidades de *timing* de los fondos de inversión utilizando datos diarios, a diferencia de los estudios precedentes, que en su amplia mayoría utilizan una base de datos de menor frecuencia temporal.

Inicialmente examinamos el tamaño de los tests generando rentabilidades de los fondos bajo la hipótesis nula de ausencia habilidades de *timing*. Los pasos a seguir son los siguientes:

En primer lugar, estimamos por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) los parámetros del modelo de mercado aplicado al conjunto diario de rentabilidades de los fondos de inversión.

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_{pt}$$

Como siguiente paso, generamos 1.000 conjuntos de rentabilidades diarias para cada fondo bajo la hipótesis nula de no habilidades de *timing*. En cada fecha en la que el fondo existe, construimos aleatoriamente los residuos de cada fondo con reemplazamiento y lo añadimos a las rentabilidades ajustadas.

tadas de cada fondo a partir del modelo sin sincronización o modelo de mercado. De igual modo, generamos los datos mensuales.

Por último, estimamos los parámetros de los dos modelos de *timing* con los datos diarios y mensuales simulados. Y calculamos la significatividad de *timing* de cada fondo individual para un nivel del 5% utilizando los t estadísticos obtenidos de la división entre el coeficiente de *timing* estimado y su desviación típica con respecto a la media.

El procedimiento de remuestreo asegura que los residuos de este último paso están libres de correlación serial y heterocedasticidad, y que las rentabilidades generadas no reflejan estrategias de *timing*.

Los resultados obtenidos los presentamos en la Tabla 2. En ella se puede apreciar como son prácticamente equivalentes la fracción de fondos que tienen coeficientes de *timing* positivos y los que, con la generación de las rentabilidades bajo la hipótesis nula, tienen un coeficiente de *timing* negativo. En cuanto a la fracción de fondos con coeficientes de *timing* significativos, están igualmente divididos entre positivos y negativos. El tamaño de los tests resulta, por tanto, correcto para ambos modelos y frecuencias de rentabilidad.

TABLA 2.— Ausencia de habilidades de Timing

	Datos diarios		Datos mensuales	
	Positivo	Negativo	Positivo	Negativo
TM	0,496 (0,025)	0,504 (0,025)	0,493 (0,028)	0,507 (0,022)
HM	0,538 (0,026)	0,462 (0,026)	0,494 (0,028)	0,506 (0,024)

Adicionalmente, examinamos el poder de los tests generando rentabilidades de los fondos bajo dos hipótesis alternativas de habilidades de *timing* según la metodología propuesta inicialmente por Treynor y Mazuy (1966) (en adelante TM) y la metodología propuesta por Henriksson y Merton (1981) (en adelante HM). Nuestro propósito consiste en demostrar que incrementando la frecuencia con la que generamos las rentabilidades podemos incrementar el poder del test.

Para generar las rentabilidades bajo la alternativa TM, construimos una serie temporal de las betas de los fondos como,

$$\beta_{pt:t+T} = \beta_p + \gamma \bar{r}_{m,t:t+T}$$

donde $\bar{r}_{m,t:t+T}$ es la media del exceso diario de rentabilidad del mercado desde el día t hasta el día $t+T$, representa el intervalo de *timing* de los gestores (1 día, 2 días, 1 semana, 2 semanas o 1 mes) y β_p es la beta de los fondos obtenida del modelo *non-timing*.

La beta obtenida con esta nueva ecuación es sustituida en el modelo *non-timing* y se le incluye también aleatoriamente los residuos de la muestra para generar una rentabilidad de fondos bajo la alternativa TM. Generamos rentabilidades haciendo γ igual a 5, 10 y 20, para analizar un comportamiento negociador agresivo.

En las HM simulaciones de *timing*, tomamos la beta del mercado de un perfecto *timer* como,

$$\beta_{pt:t+T} = I\{\bar{r}_{m,t:t+T} > 0\}\beta_p$$

Sustituimos la beta de esta última ecuación en el modelo *non-timing* y añadimos los residuos aleatoriamente, procedentes de la regresión del modelo *non-timing*, para generar la rentabilidad de los fondos bajo la alternativa HM.

También hacemos simulaciones de habilidades de *timing* imperfectas eligiendo la beta de acuerdo con la última ecuación para una fracción, $0,6 < p < 0,9$, de las decisiones de *timing*. Para el restante $1-p$ de las decisiones de *timing*, elegimos beta incorrectamente,

$$\beta_{pt:t+T} = I\{\bar{r}_{m,t:t+T} < 0\}\beta_p$$

Construimos los modelos de *timing* TM y HM con los datos diarios y mensuales generados bajo las alternativas TM y HM y calculamos el *timing* individual de los fondos, significativos a un nivel del 5%, utilizando el test t estándar.

Los resultados obtenidos son muy similares para las distintas alternativas consideradas. Es por ello que presentamos gráficamente en las Figuras 1 y 2 la conclusión básica que podemos deducir. Esta es, que los contrastes efectuados van perdiendo poder a medida que se amplía la distancia temporal entre las frecuencias de observación.

Concretamente, en la Figura 1 presentamos la fracción de fondos que obtienen un coeficiente de *timing* significativo y positivo, cuyas rentabilidades han sido simuladas bajo la hipótesis alternativa de habilidades de *timing* según el modelo TM, construyendo betas dinámicas en base a la siguiente fórmula,

$$\beta_{pt:t+T} = \beta_p + 10\bar{r}_{m,t:t+T}$$

donde $t:t+T$ representa el intervalo de *timing* considerado, como se puede apreciar, de 1 día, 2 días, 1 semana, 2 semanas y 1 mes.

En cambio, la Figura 2 representa la fracción de fondos de inversión que obtienen un coeficiente de *timing* significativo y positivo, tras la simulación de las rentabilidades tanto diarias como mensuales bajo la hipótesis alternativa de habilidades de *timing* según el modelo HM y considerando que la beta es seleccionada correctamente el 70 % de las veces, es decir $p = 0,7$.

FIGURA 1

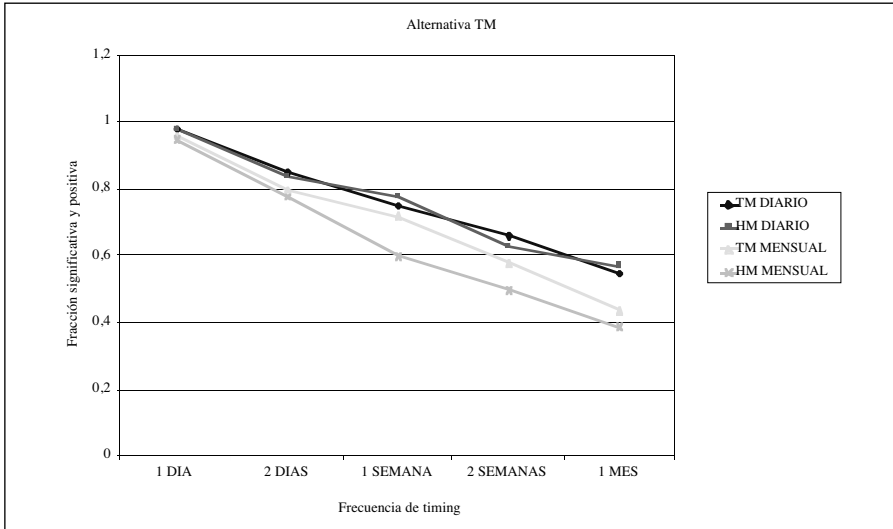
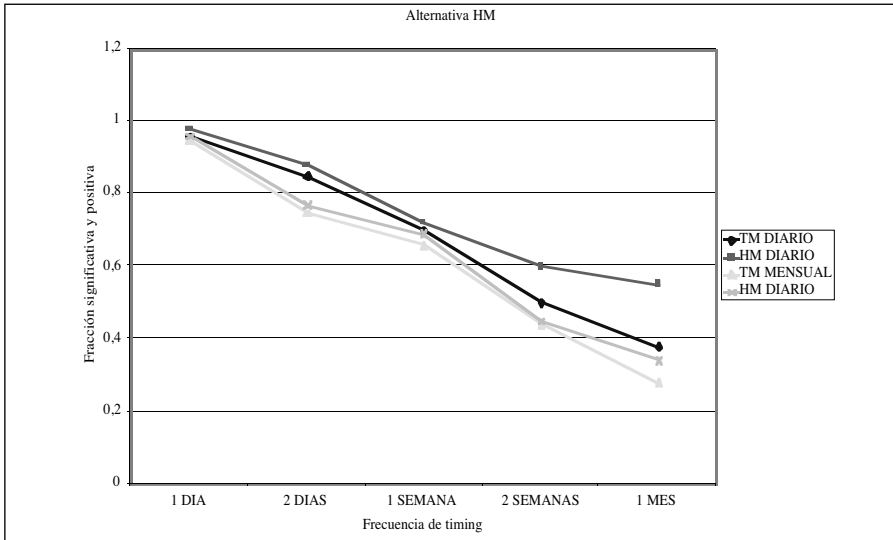


FIGURA 2



5. Análisis empírico

5.1. METODOLOGÍA *BOOTSTRAP*

Una de las razones para la utilización de la técnica de remuestreo *bootstrap* es que los estadísticos *t* asociados a cada coeficiente de *timing* estimado siguiendo el procedimiento tradicional asumen que las distribuciones de rentabilidad de los distintos fondos de inversión son independientes en el tiempo, normales y estacionarias. En el caso de las rentabilidades diarias de los fondos de inversión analizados así como del índice de mercado, como vimos con la Tabla 1, hay serias desviaciones que no nos permiten asumirlo. Estos importantes aspectos de los datos pueden ser solucionados utilizando distribuciones generadas a partir de la simulación de las rentabilidades de los fondos.

Por otro lado, el cálculo de la significatividad de los coeficientes de *timing* de los fondos de inversión es complicado por la posibilidad de falta de especificación de la función de *timing* o por las estrategias de *timing* que cambian en el tiempo. Por ejemplo, si un gestor bate al mercado de acuerdo con el modelo TM, pero medimos su habilidad de *timing* usando la especificación HM, podremos incluir temporalmente correlación serial en los residuos mientras que la estrategia objeto de estudio ha sido ejecutada.

Para solucionar este problema, aplicamos al estudio de *market timing* la metodología *bootstrap*, siguiendo el procedimiento descrito por Efron (1982) y Freedman y Peters (1984)⁵.

Para cada fondo, estimamos los parámetros de los modelos de *timing* TM y HM utilizando datos diarios y mensuales para un período muestral comprendido entre 1995 y 2001.

Generamos rentabilidades *bootstrap* de los fondos, fondo por fondo. Para cada fecha en la que el fondo existe, elegimos aleatoriamente con reemplazamiento uno de los residuos de los fondos y lo añadimos a la rentabilidad estimada para ese día de las regresiones de *timing* originales. Repetimos este procedimiento 1.000 veces, resultando 1.000 conjuntos de rentabilidades *bootstrap* para cada fondo.

El tercer paso consiste en estimar los parámetros de los modelos de *timing* en cada conjunto de datos *bootstrap*.

Para cada fondo tenemos 1.000 coeficientes de *timing* de ambos modelos de *timing* de ambas observaciones de frecuencia.

La desviación típica de los 1.000 coeficientes de *timing* de cada fondo es la desviación típica *bootstrap* del coeficiente de *timing* original, la cual utilizamos para calcular el test *t* empírico de la siguiente forma,

$$t = \frac{\gamma_{p,original}}{\sigma(\gamma_{p,bootstrap})}$$

⁵ Con este procedimiento los residuos no están restringidos a una distribución particular.

Aplicamos una significatividad del 5% y comparamos el test t empírico con el 1,96, el valor crítico bajo la asunción de normalidad.

5.2. RESULTADOS EMPÍRICOS

Los resultados obtenidos los presentamos en la Tabla 3, en la que se reflejan en primer lugar la fracción de fondos de inversión que obtienen un coeficiente de *timing* positivo, negativo, positivo y significativo o negativo y significativo, tanto para la base de datos diaria como mensual. En segundo lugar aparece el valor promedio de los coeficientes de *timing* de los fondos de inversión analizados para cada una de las categorías anteriormente señaladas. Por último, reflejamos el valor promedio del intercepto asociado a cada uno de los anteriores coeficientes de *timing*. Los resultados aparecen anualizados para permitir la comparación entre las distintas frecuencias de observaciones.

TABLA 3.— *Resultados del bootstrap del análisis de market timing*

Panel A: Datos Diarios				
	+	-	++	--
Fracción				
TM	0,217	0,783	0,094	0,389
HM	0,195	0,805	0,076	0,398
Coefficiente de timing				
TM	0,0180	-0,0639	0,0197	-0,0408
HM	0,1302	-0,3861	0,1284	-0,2869
Intercepto				
HM	-0,0255	0,3918	-0,0379	0,3307
TM	-0,0622	0,4365	-0,0127	0,2213
Panel B: Datos Mensuales				
	+	-	++	--
Fracción				
TM	0,372	0,628	0,031	0,086
HM	0,408	0,592	0,044	0,062
Coefficiente de timing				
TM	0,0323	-0,0289	0,0238	-0,0220
HM	2,0564	-0,2350	1,2815	-0,2779
Intercepto				
TM	-0,5938	5,0117	-0,5375	3,4852
HM	-0,8720	0,4765	-0,8396	0,4256

⁶ Véanse Kosowski, Timmermann, White y Wermers (2001) entre los trabajos más recientes.

Como ya se había puesto de manifiesto en estudios precedentes⁶, es muy reducida la fracción de fondos de inversión que consiguen batir al mercado realizando estrategias de *timing* correctas. No obstante, con el empleo en el análisis de datos diarios se observa una mayor significatividad en los resultados obtenidos. Por lo que consideramos más ventajosa la utilización de frecuencias diarias para la evaluación de la *performance* de los fondos de inversión.

Otro aspecto que se pone de manifiesto en nuestro estudio es la existencia de una relación inversa entre el coeficiente de *timing* y el intercepto de cada modelo, que como señalábamos previamente, nos indica la capacidad de selección de activos de los fondos de inversión.

A diferencia de la sincronización, la selección de activos no ha tenido un desarrollo tan amplio en la literatura financiera. El principal problema de la aplicación empírica de medidas que evalúan la capacidad de selección de activos en carteras gestionadas, es la disponibilidad de información detallada y periódica de la composición de la cartera.

Para contrastar la relación más formalmente, hacemos una regresión de los interceptos en función de los coeficientes de *timing* cross-seccionalmente para cada modelo de *timing*. Para los datos diarios, la tendencia es negativa y significativa para ambos modelos de *timing*, indicando que las estimaciones de *stock selection* y *market timing* están significativa y negativamente relacionadas.

No obstante, también queremos hacer constar una interpretación conservadora de los resultados requiere la consideración de dos potenciales fuentes de coeficientes de *timing* erróneos recogida por Bollen y Busse (2001). Una posible causa es la hipótesis de liquidez descrita por Warther (1995), Ferson y Warther (1996) y Edelen (1999). La hipótesis sugiere que podríamos predisponer los coeficientes de *timing* hacia niveles negativos, porque cuando las rentabilidades del mercado son grandes, los inversores incrementan sus suscripciones a fondos, resultando una temporal posición mayor de liquidez y una menor beta del fondo. Warther (1995) encuentra una fuerte relación entre la afluencia de dinero o liquidez a los fondos y el peso de su cartera en activos líquidos. Fresón y Warther (1996) muestran directamente que cambios en la beta condicional de los fondos están negativamente relacionados con cambios en los flujos de caja de los fondos. Edelen (1999) muestra que el flujo de caja mensual de los fondos puede explicar completamente las estimaciones mensuales de habilidades de *timing* negativas.

Notamos, en cambio, que la explicación relacionada con esta hipótesis de liquidez es asimétrica en el sentido de que puede predisponer a los coeficientes de *timing* hacia niveles negativos pero no en cambio hacia niveles positivos. Para la especificación HM, el coeficiente de *timing* es especificado utilizando rentabilidades que ocurren cuando la rentabilidad en exceso del mercado es positiva. Si la posición en activos líquidos del fondo aumenta durante esos períodos, el coeficiente de *timing* estará predisuesto hacia niveles negativos, reflejando la disminución de la beta. Para la especificación TM, el coeficiente de *timing* es estimado en ambos casos, en períodos de tendencia alcista, cuando las suscripciones a los fondos aumentan, y de tendencia bajista, cuando podríamos esperar a que suba. En el caso anterior, el coefi-

ciente de *timing* estaba predisposto a bajar siguiendo el mismo argumento que con la especificación HM. En el último, podríamos esperar un aumento de la beta, porque los cambios en liquidez llegan a ser reducidos, lo cual sirve para predisponer a los coeficientes de *timing* hacia niveles negativos de nuevo. La razón para esto es que en la especificación TM, el coeficiente de *timing* viene dado por la rentabilidad del mercado al cuadrado. En épocas de exceso de rentabilidad del mercado negativas, esperamos que la rentabilidad del fondo sea más baja. Por lo tanto, esto causa que el coeficiente de *timing* sea más bajo de lo que podría ser.

Por otro lado, y volviendo a la Tabla 1, en la que los fondos exhibían una asimetría menos negativa que la del *proxy* del mercado por término medio. Podríamos esperar estados en los que las rentabilidades del fondo y las rentabilidades del mercado sean ambas negativas, debido a su correlación, y en los que la rentabilidad del mercado sea más negativa que la rentabilidad del fondo, debido a esta mayor asimetría negativa. Esos estados podrían generar un coeficiente de *timing* positivo incluso ante la ausencia de actividades de *market timing*.

6. Conclusiones

Entre las principales conclusiones que podemos extraer del presente trabajo destacamos en primer lugar la reducida proporción de fondos de inversión que consiguen batir al mercado realizando estrategias de *timing* correctas.

No obstante, también se deduce del presente estudio, la utilidad del incremento de la frecuencia temporal de las observaciones ya que se comprueba como con el empleo en el análisis de datos diarios se observa una mayor significatividad en los resultados obtenidos. Por lo que consideramos más ventajosa la utilización de frecuencias diarias para la evaluación de la *performance* de los fondos de inversión.

Del mismo modo, mostramos la utilidad de la metodología *bootstrap* al trabajar principalmente con datos diarios, lo cual nos permite obtener unos resultados más robustos, ya que no requiere la distribución exacta de los coeficientes de *timing* a estimar y controla posibles modificaciones que podrían generar en los resultados problemas de *data-mining*. No obstante, también dejamos constancia de la consideración de una interpretación más conservadora de los resultados obtenidos.

Por último, cabe señalar la realización de posibles investigaciones futuras basadas en la utilización de la composición de las carteras gestionadas para obtener una mayor información que permita interpretar más exhaustivamente los resultados obtenidos.

Referencias bibliográficas

ADMATI, A.; BHATTACHARYA, S.; PFLEIDERER, P. y ROSS, S. (1986), «On Timing and Selectivity», *Journal of Finance*, 41, págs. 715-730.

- BASARRATE, B. y RUBIO, G. (1999), «Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain», *Applied Financial Economics*, 9, págs. 273-281.
- BOLLEN, N. y BUSSE, J. (2001), «On the Timing Ability of Mutual Fund Managers», *Journal of Finance*, 56, págs. 1075-1094.
- CHANCE, D. y HEMLER, M. (2001), «The performance of professional market timers: daily evidence from executed strategies», *Journal of Financial Economics*, 62, págs. 377-411.
- CORNELL, B. (1979), «Asymmetric Information and Portfolio Performance Measurement», *Journal of Financial Economics*, 7, págs. 381-391.
- EDELEN, R. (1999), «Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds», *Journal of Financial Economics*, 53, págs. 439-466.
- EDELEN, R. y WARNER, J. (2001), «Agrégate price effects of institutional trading: a study of mutual fund flow and market returns», *Journal of Financial Economics*, 59, págs. 195-220.
- EFRON, B. (1982), *The Jackknife, The Bootstrap, and Other Resampling Plans*, Society for Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia.
- ELTON, E. y GRUBER, M. (1991), «Differential Information and Timing Ability», *Journal of Banking and Finance*, 15, págs. 117-131.
- FAMA, E. F. y FRENCH, K. R. (1993), «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics*, 33, págs. 3-56.
- FERRUZ, L. y SARTO, J. (1996), «La gestión financiera de los FIM en España, 1990-95. Revisión crítica de las medidas de performance», *IV Foro de Finanzas*, Asociación Española de Finanzas (AEFIN).
- FERSON, W. E. y WARTHER, V. A. (1996), «Evaluating fund performance in a dynamic market», *Financial Analysis Journal*, 52, págs. 20-28.
- FREEDMAN, D. A. y PETERS, S. C. (1984), «Bootstrapping an econometric model: Some empirical results», *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, págs. 150-158.
- FREIXAS, X.; MARÍN, J. M.; MARTÍNEZ, M. A. y RUBIO, G. (1997), *La Evaluación de los Fondos de Inversión en España*, Civitas, Madrid.
- GOETZMANN, W.; INGERSON, J. e IVKOVIC, Z. (2000), «Monthly measurement of daily timers», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 35, págs. 257-290.
- GRINBLATT, M. y TITMAN, S. (1989), «Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights», *Review of Financial Studies*, 2, págs. 393-421.
- HENRIKSSON, R. D. y MERTON, R. C. (1981), «On market timing and investment performance II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills», *Journal of Business*, 54, págs. 513-533.
- KOSOWSKI, R.; TIMMERMAN, A.; WHITE, H. y WERMERS, R. (2001), «Can Mutual Fund «Stars» Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis», Working Paper.
- LAMOTHE, P. (1999), *Gestión de carteras de acciones internacionales*, Pirámide, Madrid.
- MARÍN, J. y RUBIO, G. (2001), *Economía Financiera*, Antoni Bosh, Barcelona.
- MARTÍNEZ, M. (1995), «Legal constraints and performance of Spanish mutual funds», *II Jornadas de Economía Financiera*, Fundación BBV- Universidad del País Vasco.
- (1996), «La demanda de Fondos de Inversión en España», Documento de Trabajo Biltoki, núm. 96.04, Universidad del País Vasco.
- MATALLÍN, J. C. y FERNÁNDEZ, M. A. (1999), «Análisis de la Performance a través del Estilo del Fondo de Inversión», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28, págs. 413-442.
- (2000), «Análisis Dinámico del Riesgo en la Sincronización Pasiva de Carteras», *VIII Foro de Finanzas*, Universidad Carlos III de Madrid y Asociación Española de Finanzas (AEFIN).

- MENÉNDEZ, S. y ÁLVAREZ, S. (2000), «La rentabilidad y persistencia de los resultados de los fondos de inversión españoles de renta variable», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, núm. 103, págs. 15-36.
- PFLEIDERER, P. y BHATTACHARYA, S. (1983), «A Note on Performance Evaluation», *Working Paper*, Stanford University.
- RUBIO, G. (1992), «La Evaluación de los Fondos de Inversión: El análisis de la composición mensual de las carteras», *Revista Española de Economía*, Monográfico Mercados Financieros Españoles, págs. 7-32.
- TREYNOR, J. L. y MAZUY, K. (1966), «Can mutual funds outguess the market?», *Harvard Business Review*, 44, págs. 131-136.
- WARTHER, V. A. (1995), «Aggregate mutual fund flows and security returns», *Journal of Financial Economics*, 39, págs. 209-235.

Anexo

Fondos de inversión que forman parte de la muestra

AHORRO CORPORACIÓN ACCIONES	CAN ACCIONES
ALLIANZ VARIABLE FIM	DWS ACCIONES FIM
BANKOA BOLSA	DWS BOLSA INSTITUCIONES
BARCLAYS BOLSA ESPAÑA	EDM INVERSIÓN FIM
BARCLAYS BOLSA ESPAÑA INDEX	EUROVALOR BOLSA
BARCLAYS SMALL CAPS ESPAÑA	EUROVALOR BOLSA ESPAÑOLA
BBVA BOLSA 2 FIM	FG ACCIONES
BBVA BOLSA PLUS FIM	FINGEST BOLSA
BBVA INDICE FIM	FONBILBAO ACCIONES FIM
BK BOLSA ESPAÑA FIM	FONCAIXA BOLSA 33, FIM
BK BOLSA ESPAÑA II FIM	FONDGALLEGO 21 BOLSA FIM
BK BOLSA EURIBEX	FONINDEX BOLSA FIM
BK BOLSA EUROPA	JPMF SPAIN RV FIM
BK DIVIDENDO	MORGAN STANLEY BOLSAPLUS FIM
BK FUTURO IBEX FIM	RENTA 4 BOLSA FIM
BOLSACASER FIM	RENTA 4 BOLSA PLUS
BOLSATLÁNTICO	RURAL INDICE
CAIXA CATALUNYA INDEX	SAFEI FONBOLSA
CAIXA SABADELL 7 RV FIM	SAN FERNANDO BOLSA I FIM
CAJABURGOS BOLSA FIM	SHERPA RV

