

¿Utilizan los gestores españoles de fondos de inversión información privada en sus labores de gestión?

LUIS FERRUZ AGUDO y MARÍA VARGAS MAGALLÓN

Departamento de Contabilidad y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas

JAVIER NIEVAS LÓPEZ

Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA

e-mail: lferruz@unizar.es; mvargas@unizar.es; jnievas@unizar.es

RESUMEN

Mediante este trabajo analizamos la performance de un grupo de fondos de inversión españoles basándonos en el modelo CAPM y en el modelo condicional propuesto por Ferson y Schadt. Antes de la aplicación empírica de este segundo modelo, se han realizado rigurosos análisis econométricos de multicolinealidad de las variables del modelo así como análisis de su orden de integración para llevar a cabo regresiones no espurias y adecuadas. Obtenemos una mejor performance basándonos en el modelo condicional, el cual está además mejor especificado, permitiéndonos confirmar, por consiguiente, el uso de información privada por los gestores de fondos españoles.

Palabras clave: Performance condicional; multicolinealidad; orden de integración; fondos de inversión; información privada.

Do Spanish Investment Fund Managers Use Private Information in Their Management Tasks?

ABSTRACT

With this work we analyse the performance of a group of Spanish investment funds based on the CAPM and on the conditional model proposed by Ferson and Schadt. Prior to the empirical application of this second model, rigorous econometric multicollinearity analyses of the model variables are performed as well as analyses of their order of integration in order to implement non-spurious and adequate regressions. We obtain a higher performance based on the conditional model, which is also better specified, enabling us to confirm, therefore, the use of private information by Spanish funds managers.

Keywords: Conditional Performance, Multicollinearity, Order of Integration, Investment Funds, Private Information.

Clasificación JEL: G23.

Agradecimientos:

Los autores desean expresar sus agradecimientos a la Dirección General de Educación Superior española por la concesión de los Proyectos PB97-1003 y BEC2003-01757, al Gobierno de Aragón por la concesión del Proyecto P06/97, a Ibercaja por la concesión del Proyecto 268-96, a la Universidad de Zaragoza por la concesión de fondos a través de los proyectos de investigación 268-77, 268-84, 268-93 y 268-96, y al Ministerio de Educación y Ciencia por la concesión del proyecto SEJ 2006 04208. Los posibles errores, son por supuesto, exclusiva responsabilidad de los autores.

Artículo recibido en enero de 2006 y aceptado para su publicación en mayo de 2008.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 26312.

1. INTRODUCCIÓN

Las medidas de performance estándar, diseñadas para detectar la habilidad de selección de valores (“selectivity”) o la habilidad de sincronización con el mercado (“market timing”), se ven afectadas por una serie de problemas. Por ejemplo, estas medidas tradicionales emplean rentabilidades esperadas no condicionales como línea básica, pero si las rentabilidades esperadas y los riesgos varían en el tiempo, entonces esta aproximación no condicional no es del todo fiable. Por otra parte, las variaciones temporales en riesgo y en las primas de riesgo, en un marco no condicional, son confundidas con la performance o eficiencia media.

Este problema de confusión de la variación en el riesgo y en las primas de riesgo es interpretado como el reflejo de información superior o habilidad market timing. Una interpretación diferente se le otorga en el marco de la performance condicional; concretamente se considera que una estrategia de cartera que puede ser fácilmente replicada usando información pública disponible, no exhibe una performance superior. Los modelos no condicionales o tradicionales atribuyen la performance “anormal” a una estrategia basada únicamente en información pública. El uso de instrumentos que consideran la variación de las expectativas en el tiempo permite controlar la variación causada por la información pública, reduciendo así este problema.

Las medidas de performance tradicionales son no condicionales en el sentido de que no usan ninguna información sobre el estado de la economía para predecir las rentabilidades. En cambio, trabajan con información histórica sobre rentabilidades medias. Pero el mundo real es dinámico y la exposición al riesgo es, con gran probabilidad, variable en el tiempo y dependiente de las condiciones económicas.

Una medida de performance condicional lleva a cabo una evaluación de la performance en la gestión de carteras teniendo en cuenta la información que estaba disponible para los inversores cuando las rentabilidades fueron generadas. Esto significa que las rentabilidades esperadas y los riesgos son variables en el tiempo de acuerdo con los cambios en la información pública. Una medida de performance únicamente debería ser positiva cuando el gestor posea y haga un uso correcto de información superior a la accesible para el mercado.

Estudios recientes han mostrado que las rentabilidades y los riesgos de acciones y bonos son predecibles en el tiempo¹, utilizando rentabilidades de dividendos, tipos de interés y otras variables como el spread temporal (la diferencia entre tipos a corto y largo plazo) o el *default risk* (la diferencia entre rentabilidades de activos con elevada y baja calificación crediticia). Si las predicciones obtenidas reflejan cambios en las rentabilidades requeridas en el equilibrio, entonces, las medidas de performance deberían considerar la variación en el tiempo. Hay suficientes razones para considerar que esto es así.

Nuestro objetivo en este trabajo ha sido precisamente evaluar la performance condicional de un grupo de fondos de inversión utilizando medidas que son consis-

¹ Véase los trabajos de Cortez y Silva (2002) y Roy y Deb (2004).

tentes con la versión de eficiencia de mercado en el sentido semi-fuerte de Fama (1970). De esta manera, en este trabajo, modificaremos el alfa de Jensen (1968) para incorporar el carácter dinámico del parámetro beta, obteniendo el modelo de Ferson y Schadt (1996). Examinaremos los datos mensuales de 225 fondos españoles de renta variable nacional desde julio de 1994 hasta junio de 2002.

No obstante, antes de aplicar el modelo condicional a la base de datos, hemos desarrollado un análisis de la colinealidad de los instrumentos o variables de información que serán introducidas en el modelo condicional, para evitar posibles problemas de multicolinealidad en el análisis.

Además, y también antes de aplicar el modelo condicional a nuestra muestra, hemos desarrollado un riguroso análisis econométrico sobre el orden de integración de las variables endógenas y de todas las variables exógenas del modelo condicional para analizar la estacionariedad de las series temporales de nuestro estudio, puesto que no tiene sentido mezclar variables de distinto orden de integración.

Hemos establecido una comparación entre los resultados producidos por el modelo condicional y por el modelo CAPM.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: la sección 2 realiza una revisión de la literatura reciente sobre performance condicional; la sección 3 presenta el modelo de performance condicional aplicado en el análisis empírico; la sección 4 describe la base de datos y desarrolla análisis de integración y multicolinealidad entre las variables; la sección 5 muestra los resultados del análisis empírico y finalmente, la sección 6 que refleja las conclusiones más importantes de nuestro estudio.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En los últimos años han sido muchos los autores que se han ocupado del estudio de la performance condicional, especialmente basándose en el modelo de Ferson y Schadt (1996); no obstante los resultados obtenidos son dispares.

En este sentido, algunos autores no han encontrado ninguna diferencia significativa entre las alfas condicionales y no condicionales a nivel general, como es el caso de los trabajos de Christopherson et al (1998) y Persson (1998).

Sin embargo, otros autores concluyen que los modelos condicionales muestran una performance mejor que los no condicionales; este es el caso de Silva *et al* (2003). Resultados similares son obtenidos por Lee (1999), Sawicki y Ong (1999), Kat y Miffre (2003) así como Spiegel *et al.* (2003).

Existen también trabajos que muestran resultados opuestos, es decir, modelos condicionales que muestran una performance inferior a la obtenida por los modelos tradicionales; este es el caso de Cortez y Silva (2002) y Roy y Deb (2004).

Por otra parte, otros autores se cuestionan la superioridad de los modelos condicionales en relación a los no condicionales, en la medición de la performance. En este sentido, algunos autores como Basarrate y Rubio (1999) y Bangassa (2000) consideran que el planteamiento de Ferson y Schadt relativo a la superioridad de los

modelos condicionales no es cierto, mientras que otros como Otten y Bams (2004) tienen una opinión favorable respecto a dicho planteamiento.

Adicionalmente, diferentes autores realizan el estudio de la performance condicional desde un marco de factores estocásticos de descuento, como es el caso de Fletcher (2002), Ferson *et al.* (2003) y Ferson (2003).

Algunos autores van más allá del mero análisis de la performance en una perspectiva condicional. Este es el caso de Ferson y Khang (2002), que construyen una medida de performance condicional, que también introduce información relativa al peso de los diferentes activos que componen la cartera, evitando de esta manera el muy conocido “sesgo de negociación interino”.

Por otra parte, Ferson y Siegel (2001) analizan la eficiencia condicional versus eficiencia incondicional. Demuestran que la eficiencia condicional no implica eficiencia incondicional con respecto a la información. Los estudios desarrollados por Ferson y Siegel (2003) y Ferson *et al.* (2006) están muy relacionados con el trabajo previo.

Tenemos que resaltar también los trabajos llevados a cabo por Ferson y Harvey (1999) y Wang (2004), quienes cuestionaron la validez de las variables de información predeterminada que son empleadas habitualmente por la literatura financiera.

Además, otros autores incorporan análisis de simetría y curtosis en sus estudios de performance condicional, como por ejemplo Kat y Miffre (2005), quienes concluyen que la asimetría y la curtosis, no son consideradas en los modelos de valoración de activos estáticos, pueden tener un impacto significativo sobre la performance.

Por otra parte, diversos autores proponen modelos alternativos al CAPM condicional para llevar a cabo sus análisis de la performance condicional. Es el caso de Grauer y Hakansson (2001), que aplican diferentes medidas de performance condicional para evaluar la performance de un modelo de inversión dinámico en varios escenarios de rotación de la industria.

En la misma línea, Harvey (2001) explora diferentes especificaciones de expectativas condicionales. Este autor concluye que las predicciones no son mejoradas con técnicas condicionales no paramétricas.

Wang (2003), asimismo, construye un test sobre las versiones condicionales del modelo CAPM, de la versión ampliada del CAPM de Jagannathan y Wang (1996), y del modelo de Fama y French (1993). El test está basado en una metodología general no paramétrica.

Muy similar a este último trabajo es el análisis llevado a cabo por Lewellen y Nagel (2004), quienes concluyeron que el modelo CAPM condicional no explica las anomalías en la valoración de activos.

Adrian y Franzoni (2005) construyen una versión del modelo CAPM condicional con un factor de aprendizaje. Este modelo tiene en cuenta la evolución de las expectativas del inversor. Estos autores obtienen una serie de betas a partir de las rentabilidades históricas mediante el filtro de Kalman y las incorporan al CAPM condicional para obtener una versión de éste con “factores de aprendizaje”. Con esta

nueva versión del CAPM condicional tratan de explicar las rentabilidades de una serie de carteras clasificadas según tamaño y según el ratio que relaciona el valor contable con el valor de mercado. Obtienen menos errores de valoración que con el CAPM o con el CAPM condicional.

Otros trabajo que incorpora nuevas implementaciones del CAPM condicional es el realizado por Lettau y Ludvigson (2001) que modelizan la evolución de la distribución condicional de rentabilidades como una función de las variables públicas retardadas. Crean un modelo multifactorial en el que incorporan las interacciones entre la rentabilidad del mercado y las variables públicas.

Otros trabajos sobre performance condicional a destacar son los efectuados por Ferson y Korajczyk (1995), que miden la predicción de las rentabilidades de las acciones estadounidenses para diferentes horizontes temporales; por Gorman (2003), que analiza la performance condicional de los fondos de baja capitalización; por Otten y Bams (2003), que comparan la performance de los fondos locales estadounidenses con la performance de los fondos británicos que invierten en el mercado estadounidense; por Durack *et al.* (2004), que analizan los fondos australianos; por Bauer *et al.* (2005), que analizan los fondos éticos alemanes, británicos y norteamericanos; y por Ferruz *et al.* (2006) que analizan los fondos españoles.

3. MODELO CONDICIONAL DE FERSON Y SCHADT

El modelo condicional de Ferson y Schadt parte del CAPM, el modelo de valoración de activos más conocido por la literatura financiera, cuya expresión es la siguiente:

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \beta_p r_{m,t+1} + \varepsilon_{p,t+1} \quad (1)$$

Donde $r_{p,t+1}$ es la rentabilidad de la cartera p durante el periodo $t+1$; $r_{m,t+1}$ es la rentabilidad alcanzada por la cartera de mercado en el mismo periodo; β_p es el riesgo sistemático asociado a la cartera p ; α_p representa el nivel de eficiencia de la cartera p y $\varepsilon_{p,t+1}$ es el término error en el mismo periodo. De manera que si alfa es cero, la cartera p ha obtenido una rentabilidad (ajustada por riesgo) similar a la del mercado pero ajustada al nivel de riesgo soportado por la cartera. Si alfa es positiva (negativa) la cartera ha superado (no ha alcanzado) a la cartera de mercado en rentabilidad (ajustada por riesgo), pues para obtener su rentabilidad debe sumarse (restarse) una cantidad a la rentabilidad de la cartera de mercado ajustada según el riesgo de la cartera p .

El problema del CAPM es que se asume que el parámetro beta es constante en el tiempo, es decir, no se considera que las expectativas del inversor se modifiquen según la información que éste recibe sobre el ciclo económico. Y este es el problema que tratan de resolver Ferson y Schadt.

Para estos autores la proporción de cada activo dentro de la cartera es una función lineal de la información pública sobre el ciclo económico, de modo que si las betas (el riesgo sistemático) de los activos subyacentes fueran fijas, la beta de la

cartera también sería una función lineal de esta información. Esta idea no es completamente cierta para una cartera gestionada, pero prevalece en aras a obtener una regresión simple.

Por tanto Ferson y Schadt tratan de incorporar al modelo CAPM el carácter dinámico del parámetro beta, considerando que este parámetro varía según la información disponible sobre el ciclo económico. La beta de la cartera p es, por tanto, una función de la información pública representativa del ciclo económico:

$$\beta_p(Z_t) = b_{0p} + B'_p z_t \quad (2)$$

Z_t representa un vector que contiene variables representativas de la información pública sobre el ciclo económico. Se establece como hipótesis que la única información utilizada por el gestor es Z_t . Por tanto la beta de la cartera tiene dos componentes, uno que depende de Z_t , es decir $B'_p z_t$, y otro componente independiente de tal información (b_{0p}) que es equivalente a la β_p del CAPM.

$z_t = Z_t - E(Z_t)$ es un vector de desviaciones de Z_t respecto a su esperanza matemática², y B'_p es un vector de betas cuya dimensión es igual que la de Z_t , de manera que tendremos una beta dinámica por cada variable de información pública que representará cómo afecta cada variable de información pública en la formación de la rentabilidad de la cartera p .

Incorporando esta beta dinámica de la cartera al modelo CAPM obtenemos el modelo condicional de Ferson y Schadt:

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + b_{0p} r_{m,t+1} + B'_p [z_t r_{m,t+1}] + \varepsilon_{p,t+1} \quad (3)$$

Por tanto ahora el coeficiente alfa representará el nivel de eficiencia alcanzado por la cartera p una vez descontado el obtenido como consecuencia de la información pública disponible para el gestor, determinado por $B'_p [z_t r_{m,t+1}]$. De esta manera se está evaluando el valor realmente añadido por el gestor mediante su manejo de información superior, no accesible para el mercado.

4. DATOS

4.1. Rentabilidades de los fondos

La base de datos utilizada en este trabajo consta de un total de 225 fondos de inversión españoles que invierten mayoritariamente en renta variable nacional.

Esta base de datos presenta un mínimo sesgo de supervivencia³. Los fondos deben cumplir una serie de requisitos: que durante un periodo de tiempo razonable-

² Ferson y Schadt realizan esta transformación de las variables de información para depurarlas de posibles datos atípicos en algún periodo.

³ El porcentaje de fondos no considerados en el periodo analizado suman aproximadamente el 16%. No se han incluido debido al mero hecho de que el mínimo tiempo considerado en el análisis no ha transcurrido desde su creación.

mente amplio (prácticamente durante toda su vida) su objetivo de inversión haya sido la adquisición de activos de renta variable, y por otra parte, deben tener una vida superior a dos años dentro del horizonte temporal global (Julio 1994 a Junio 2002).

Por tanto, en este trabajo se incluyen todos los fondos españoles de renta variable nacional existentes entre julio de 1994 y junio de 2002 salvo aquéllos que no cumplen los requerimientos expresados en el párrafo anterior.

Los datos de rentabilidades utilizados en el análisis son mensuales, por lo que disponemos de un total de 96 observaciones para los fondos que sobreviven todo el horizonte temporal considerado. Los datos de rentabilidad cumplen mayoritariamente la hipótesis de normalidad⁴. El benchmark o índice de referencia de renta variable seleccionado para llevar a cabo el análisis de la performance condicional es MSCI-España. Los datos de las rentabilidades mensuales han sido obtenidos de la CNMV, una institución española que regula, supervisa y controla los fondos de inversión.

La tabla 1 muestra los estadísticos resumidos de la base de datos.

⁴ Se ha contrastado la hipótesis de normalidad con el test de Jarque-Bera. En la mayoría de las series (cada serie representa un fondo) se acepta dicha hipótesis de normalidad al nivel de significación del 5%, aunque de las 225 series, hay 53 para las que se rechazaría la hipótesis de normalidad mientras que si rebajamos el nivel de significación al 1% sólo se rechazaría dicha hipótesis para 34 de ellas. El cumplimiento de la hipótesis de normalidad es importante puesto que los modelos aplicados en el trabajo adoptan como hipótesis de partida la normalidad de las series de rentabilidad analizadas.

TABLA 1
Estadísticos resumidos de la muestra.

	Números de fondos	Rentabilidad media	Desviación típica	Rentabilidad máxima	Rentabilidad mínima	Rentabilidad benchmark
JULIO 1994/ JUNIO 1995	92	-0,65%	0,0470	6,44%	-18,99%	1,66%
JULIO 1995/ JUNIO 1996	108	18,31%	0,0774	41,66%	-5,18%	36,72%
JULIO 1996/ JUNIO 1997	112	45,56%	0,1473	70,03%	6,17%	70,33%
JULIO 1997/ JUNIO 1998	160	29,04%	0,1189	52,52%	-1,44%	55,60%
JULIO 1998/ JUNIO 1999	198	0,94%	0,0466	13,93%	-18,57%	2,56%
JULIO 1999/ JUNIO 2000	225	6,32%	0,077	48,96%	-23,55%	13,09%
JULIO 2000/ JUNIO 2001	225	-9,84%	0,0851	27,34%	-33,61%	-9,83%
JULIO 2001/ JUNIO 2002	222	-14,98%	0,0849	11,54%	-39,28%	-23,09%

4.2. Variables de información predeterminada

Para analizar la performance condicional hemos utilizado aquellas variables de información predeterminadas que han sido señaladas por la literatura financiera preliminar como las más potentes predictoras de rentabilidades y riesgos variables en el tiempo. Algunos de los trabajos que emplean algunas (o todas) de estas variables en sus análisis de performance condicional son los realizados por Ilmanen (1995), Ferson y Schadt (1996), Silva et al (2003) ó Roy y Deb (2004). Estas variables son las siguientes:

- (a) La rentabilidad de las Letras del Tesoro a un mes retardada, expresada en forma anual.
- (b) La rentabilidad por dividendo del índice MSCI-España retardada.
- (c) Una medida retardada de la pendiente del término estructura.
- (d) una medida de la riqueza relativa inversa.
- (e) La rentabilidad real del bono.

Todos los datos de estas variables son mensuales.

La primera variable está referida a las repos de las Letras del Tesoro españolas a 30 días. Hemos obtenidos estos datos de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

La rentabilidad por dividendo se calcula como la suma de los dividendos pagados en los 12 meses previos por el índice durante el periodo $t-1$, dividido por el nivel de precios del MSCI-España en t . Hemos obtenido estos datos de las series históricas de Morgan Stanley.

La pendiente del término estructura se calcula como la diferencia entre la rentabilidad de los bonos del Estado a 10 años y la rentabilidad de las Letras del Tesoro a 3 meses. Estos datos han sido obtenidos de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

La riqueza relativa inversa se calcula como el cociente entre la riqueza real en el pasado y la riqueza real actual. Hemos utilizado un índice bursátil como variable representativa de la riqueza, ya que aunque los índices bursátiles sólo representan una pequeña parte de la riqueza mundial, representan el segmento más volátil y están relacionados positivamente con otros segmentos de riqueza. Utilizamos por tanto, el MSCI-España deflactado por el IPC. Los datos del IPC los hemos obtenidos de los Boletines Estadísticos del Banco de España. En resumen, la riqueza relativa inversa es una aproximación a la aversión al riesgo, variable en el tiempo.

La rentabilidad real del bono es la diferencia entre los rendimientos de los bonos a largo plazo (10 años) y la tasa de inflación esperada durante la restante vida del bono. La tasa de inflación es interanual. Hemos obtenido ambos datos, la rentabilidad de los bonos a largo plazo y la tasa de inflación esperada a partir de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

Las variables de información predeterminadas han sido transformadas de acuerdo con el modelo teórico propuesto, de manera que en cada caso se ha obtenido la desviación respecto a la media de cada variable, y luego este resultado ha sido multiplicado por la prima de rentabilidad del mercado respecto al activo libre de riesgo.

Respecto a la hipótesis de normalidad de las variables de información predeterminadas⁵, así como de la otra variable explicativa del modelo (prima de rentabilidad del mercado respecto al activo libre de riesgo), se ha aplicado el test de Jarque-Bera, cuyos resultados son mostrados en la tabla 2. En ésta puede observarse que, con la excepción de la rentabilidad por dividendo y de la rentabilidad real del bono, esta hipótesis de normalidad es rechazada por el resto de variables.

⁵ Tal como se ha comentado anteriormente, el cumplimiento de esta hipótesis es necesario al tomarse la normalidad como hipótesis de partida en los modelos aplicados en este trabajo.

TABLA 2
Test de Jarque-Bera sobre las variables exógenas.

	Prima Mercado	Rent. por dividendo	Rent. real bono	Rent. Letras Tesoro	Riqueza rel. inversa	Spread temporal
Asimetría	-0.407928	-0.000757	0.274226	-0.079642	-0.959088	0.247251
Curtosis	4.320655	3.384775	3.836995	4.708351	9.380804	5.909629
Jarque-Bera	9.638992	0.592218	4.005443	11.77534	177.5762	34.84190
Probabilidad	0.008071	0.743707	0.134968	0.002773	0.000000	0.000000

4.3. Análisis del orden de integración

A continuación hemos realizado un análisis del orden de integración de las variables de nuestro estudio para determinar si son estacionarias o no, ya que si la variable endógena de una regresión tuviera un comportamiento no estacionario, o en otras palabras, si fuera integrada de un orden 1 o superior, podría estar co-integrada con las otras variables predeterminadas si éstas fueran no estacionarias también y del mismo orden de integración que la variable endógena.

El hecho de que dos o más variables temporales estén co-integradas es muy importante desde una perspectiva tanto econométrica como económica. Desde el punto de vista econométrico, cuando dos variables están co-integradas, los estimadores MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) obtenidos de la regresión tienen mejores propiedades que los obtenidos con variables estacionarias. Desde el punto de vista económico, cuando dos o más variables están co-integradas, aparte de la posible relación de dependencia entre estas variables en el corto plazo, se podría hablar de efectos en el largo plazo.

Teniendo en cuenta esto se puede deducir que es muy importante llevar a cabo un estudio preliminar de la estacionariedad de las series implicadas en este trabajo, ya que no tiene sentido mezclar variables con diferentes órdenes de integración, y aun menos si la variable endógena resulta ser no estacionaria. Además, este análisis preliminar parece necesario para garantizar una correcta especificación econométrica de los modelos.

Para identificar las propiedades univariantes de las series se utiliza el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado (ADF), basado en el trabajo de Dickey-Fuller (1979). Este test se basa inicialmente en la identificación de existencia de tendencia determinista de la variable general X_t . Luego se contrasta la hipótesis sobre si esta variable es integrada de orden uno $I(1)$ frente a la hipótesis alternativa de si es $I(0)$.

Hemos aplicado el contraste anterior a cada una de las variables de rentabilidad de los fondos de inversión. Los resultados nos han permitido observar que ninguna de ellas tiene una tendencia lineal⁶.

La tabla 3 muestra los resultados combinados del test de la hipótesis nula sobre que cada variable es de primer orden, $I(1)$, o no estacionaria, contra la hipótesis alternativa sobre que esta variable es estacionaria o $I(0)$. Hemos incorporado un término constante en cada regresión y no hemos tenido en cuenta ninguna tendencia. El número óptimo de retardos en cada regresión del ADF ha sido seleccionado de acuerdo con el criterio SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion). Basándonos en los niveles de significación críticos o niveles de probabilidad se concluye que la hipótesis de no estacionariedad es rechazada en todas ellas a un nivel de significación del 5%, por lo que todas nuestras variables endógenas son estaciona-

⁶ Los gráficos de la estacionariedad de cada una de las series de rentabilidad están disponibles para el lector interesado previa petición a los autores.

rias. A nivel agregado, podemos destacar cómo el estadístico de *Im et al.* (2003) también nos permite aceptar la estacionariedad de las variables.

TABLA 3
Test de Dickey-Fuller aumentado sobre las variables endógenas.

Hipótesis nula: Raíz Unitaria		
Variables exógenas: Efectos individuales		
Selección automática de retardos máximos		
Selección automática de retardos basada en SIC: 0 a 1		
Número total de observaciones: 16595		
Secciones incluidas: 225		
Método	Estad.	Prob.**
Estadístico W de Im, Pesaran y Shin	-100,79	0.0000
** Las probabilidades se calculan asumiendo normalidad asintótica		

El resultado obtenido arriba sobre la estacionariedad de las series de rentabilidad es corroborado también por las funciones de autocorrelación relativa y autocorrelación parcial de las muestras, aunque no son mostradas por razones de espacio. La conclusión de estacionariedad de las variables endógenas evita que hayan relaciones a largo plazo con las restantes variables explicativas, aunque permite seguir con el análisis y poder estudiar la presencia de efectos a corto plazo, no obstante para realizar esto sería mejor que las variables explicativas fueran también estacionarias. Para analizar la estacionariedad del grupo de variables explicativas procederemos de la misma manera que con el grupo de las variables endógenas.

El análisis gráfico de este grupo de 6 variables explicativas nos permite concluir que todas ellas parecen ser estacionarias alrededor de una constante⁷.

La propiedad de estacionariedad que se deriva de la inspección visual de las series es corroborada cuando obtenemos el orden de integración con el test Dickey-Fuller aumentado, cuyos resultados se muestran en la tabla 4.

⁷ Estos gráficos están disponibles para el lector previa petición a los autores.

TABLA 4
 Contraste de Dickey-Fuller aumentado sobre variables exógenas.

Hipótesis nula: Raíz unitaria							
Muestra: junio 94- junio 02							
Series: Prima Mercado, Rent. por dividendo, Rent. real bono, Rent. Letras Tesoro, Riqueza rel. inverse, spread temporal							
Variables exógenas: Efectos individuales							
Selección automática de retardos máximos							
Selección automática de retardos basada en SIC: 0 a 1							
Nº total de observaciones: 569							
Secciones incluidas: 6							
Método			Estadíst.		Prob.**		
Estadístico W de Im, Pesaran y Shin			-20.527		0.000		
** Las probabilidades se calculan asumiendo normalidad asintótica							
Resultados intermedios del test ADF							
Series	Estad. t	Prob.	$E(t)$	$E(\text{Var})$	Retar.	Max Retar.	Obs
Prima mercad.	-8.3598	0.0000	-1.531	0.735	0	11	95
Rent. Por div.	-8.3772	0.0000	-1.531	0.735	0	11	95
Rent. r. bono	-7.8873	0.0000	-1.528	0.747	1	11	94
Rent. Letras T	-8.5988	0.0000	-1.531	0.735	0	11	95
Riq.rel. invers	-10.526	0.0000	-1.531	0.735	0	11	95
Spread temp.	-8.5997	0.0000	-1.531	0.735	0	11	95
Media	-8.7249		-1.530	0.737			

Los resultados de la tabla 4 confirman que las seis variables son estacionarias, así que desde el punto de vista de la compatibilidad de los órdenes de integración de las variables, no habría problemas al hacer las regresiones de las variables endógenas sobre las variables explicativas, ya que todas ellas son estacionarias.

4.4. Análisis de multicolinealidad

Además de analizar el carácter univariante de las series involucradas en este estudio, también hemos analizado las posibles relaciones de multicolinealidad entre estas variables. La multicolinealidad imperfecta afecta a la interpretación de las variables. Por esta razón es importante garantizar que las variables predeterminadas de nuestro modelo no tienen problemas serios de multicolinealidad entre ellas. En

este trabajo vamos a detectar el grado de multicolinealidad entre nuestras variables predeterminadas utilizando dos medidas: la matriz de correlaciones y el determinante de esta matriz.

El resultado de la matriz de correlaciones entre las variables predeterminadas del modelo se puede observar en la tabla 5:

TABLA 5
Correlación entre las variables de información predeterminadas.

	Rent. por dividend	Rent. real bono	Rent. Letras T.	Riq. rel. inversa	Spread temporal
Rent. por dividen	1	0.934816	0.924235	-0.147943	0.271122
Rent. real bono	0.934816	1	0.815945	-0.109542	0.415795
Rent. Letras T.	0.924235	0.815945	1	-0.030633	0.148730
Riq. rel. inversa	-0.147943	-0.109542	-0.030633	1	0.093497
Spread temporal	0.271122	0.415795	0.148730	0.093497	1

El valor del determinante de dicha tabla es 0.009508, que es muy próximo a cero y es indicativo de un serio problema de multicolinealidad.

Basándonos en los resultados de la tabla 5 podemos observar que hay tres variables que tienen una alta correlación entre ellas, concretamente las variables rentabilidad real del bono, rentabilidad por dividendo y rentabilidad de las Letras del Tesoro.

No existe una solución sencilla para el problema de multicolinealidad. Una solución podría consistir en la eliminación de dos de las tres variables con alta correlación. Otra solución alternativa sería el uso de técnicas de análisis factorial.

En este trabajo consideramos que es mejor alternativa la primera de las soluciones puesto que permite conservar las denominaciones originales de las variables financieras específicas. Sin embargo, hemos optado en este trabajo por aplicar las dos alternativas, para verificar que no existen prácticamente diferencias en los resultados entre las distintas aproximaciones.

Por tanto, hemos construido un modelo en el que se han eliminado dos de las tres variables con alta correlación. En este sentido, surge la siguiente cuestión: ¿qué dos variables se eliminan y cuál se mantiene?, para responder a esta pregunta hemos elaborado cuatro modelos; en tres de ellos hemos mantenido una de las variables con alta correlación, mientras que en el cuarto modelo hemos utilizado como variables predeterminadas las tres variables obtenidas por la técnica de los componentes principales. Para cada modelo hemos obtenido los valores medios del coeficiente R cuadrado (R^2) y del criterio de selección de modelos Schwarz Bayesian (llamado comúnmente SBIC).

Varios estudios, como Aznar (1989), han demostrado que el criterio de elegir aquel modelo con un valor menor de SBIC es el más adecuado. De esta manera, en la tabla 6, se muestran los valores medios de R^2 y SBIC para los cuatro modelos,

y basándonos en estos resultados, el modelo elegido es el que mantiene la variable rentabilidad real del bono, ya que presenta el valor más bajo de SBIC y el mayor valor medio del coeficiente R^2 .

TABLA 6
Criterios de selección de modelos con diferentes grupos de variables de información predeterminadas.

	Rent. por divid., riq. rel. Inversa, spread temporal	Rent. real bono, riq. rel. inversa, spread temporal	Rent. Letras T., riq. rel. inversa, spread temporal	Componentes principales
R^2	0,8391	0,8424	0,8342	0,8398
SBIC	-205,7469	-206,4438	-204,6509	-205,8105

5. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EMPÍRICO

En primer lugar hemos analizado el nivel de significación estadística de la información condicional para determinar si la información pública incide en los resultados de la gestión. De esta manera, en la tabla de abajo, mostramos los valores medios de los parámetros alfa y beta y sus respectivos estadísticos t , así como los coeficientes R cuadrado del modelo CAPM y del modelo condicional. Aunque los estadísticos correspondientes no aparecen en la tabla, se ha comprobado que los modelos estimados no presentan problemas serios de autocorrelación o heteroscedasticidad, lo que nos permite interpretar, con más fiabilidad, la significación de los parámetros estimados.

TABLA 7
Medidas de Performance a partir del modelo CAPM y del modelo condicional después de haber efectuado los análisis econométricos.

CAPM					
α_p	$t(\alpha_p)$	β_p	$t(\beta_p)$	R^2	
-0,0032	-1,9302	0,5956	23,7227	0,8149	
Modelo de Ferson y Schadt					
α_p	$t(\alpha_p)$	b_{0p}	$t(b_{0p})$	R^2	Valor p de F
-0,0026	-1,6487	0,5863	18,2924	0,8424	0,00010111

El coeficiente R-cuadrado es ligeramente mayor en el modelo condicional lo que nos permite hablar de una mejor estimación de este modelo. El alfa medio es menor en el modelo CAPM que en el modelo condicional, siendo negativo en ambos casos.

Recordamos que el alfa en el modelo CAPM es indicativo del nivel de eficiencia de la cartera logrado por el gestor que maneja todo tipo de información, mientras que el alfa en el modelo condicional es indicativo del nivel de eficiencia de la cartera logrado por el gestor mediante su uso de información privada puesto que se ha descontado previamente el nivel de eficiencia alcanzado gracias al uso de información pública (el sumando $B^*_p [z_{it}r_{m,t+1}]$ recoge la parte de la eficiencia que se alcanza por el uso de información pública).

A la vista de estos resultados podríamos pensar que los gestores no utilizan información pública (medidas de performance tradicional negativas) ni información privada (medidas de performance condicional negativas) correctamente, aunque, puesto que las medidas de performance condicional son menos negativas y puesto que una medida de performance condicional descuenta el nivel de performance logrado por el uso de la información pública, de modo que sólo considera el nivel de performance obtenido por el uso de información superior, podríamos pensar que la utilización de información privada por los gestores mejora ligeramente su performance en la gestión. Sin embargo, este resultado carece de validez ya que no hemos considerado el nivel de significación del parámetro alfa. Más adelante nos centraremos en esta cuestión.

Por otra parte, la columna situada más a la derecha muestra los valores de probabilidad de la cola derecha para el test F del poder explicativo marginal de la información condicional en el CAPM. Nuestros resultados confirman que las variables adicionales son significativas a un nivel del 5%, es decir el nivel de eficiencia alcanzado por una cartera depende de la información pública que maneje el gestor. De hecho, a este nivel de significación, el test F podría rechazar la hipótesis sobre que las variables adicionales no son importantes, para los 225 fondos analizados, obteniéndose un valor medio de p de 0.00010111.

La siguiente tabla se centra en las distribuciones de los ratios t para el parámetro alfa, considerando distintos niveles de significación estadística (1%, 5% y 10%). Comparando el modelo condicional con el CAPM, observamos que el modelo condicional genera un mayor número de alfas positivas y significativas, así como un menor número de alfas negativas y significativas, de modo que podemos garantizar que hay una mejora en la performance de los gestores cuando ésta es medida a partir del modelo condicional.

TABLA 8
Distribución de los *t*-estadísticos para el parámetro alfa.

	CAPM	Ferson-Schadt
$\alpha > 0$	16	28
$\alpha > 0$ significativa (1%)	0	0
$\alpha > 0$ significativa (5%)	1	2
$\alpha > 0$ significativa (10%)	2	5
$\alpha < 0$	209	197
$\alpha < 0$ significativa (1%)	66	56
$\alpha < 0$ significativa (5%)	115	92
$\alpha < 0$ significativa (10%)	141	117

Como podemos observar en la tabla 8, la performance media alcanzada por los gestores es ligeramente negativa, independientemente del modelo de valoración considerado. Los estudios preliminares que encuentran alfas negativas las interpretan como indicadores de una mala performance. Sin embargo es difícil saber si la distribución de los alfas debería estar centrada bajo la hipótesis de performance no “anormal”. Por ejemplo, la presencia de costes de transacción, algunos de los cuales se descuentan de las rentabilidades de los fondos pero no de las rentabilidades del benchmark, sugiere que las alfas deberían centrarse a la izquierda del cero, especialmente teniendo presente la eficiencia del mercado y la dificultad de batir al benchmark. La presencia de sesgo de supervivencia, por otra parte, movería la distribución de las alfas a la derecha.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la posible superioridad del modelo de performance condicional de Ferson y Schadt sobre el modelo CAPM. Se ha utilizado un grupo de variables predeterminadas, las cuales han sido analizadas en estudios previos, aplicándolas al caso español, una vez refinadas en cuanto a su cualidad econométrico-financiera.

Una vez formulado el modelo básico, se ha analizado el carácter univariante de las series de datos involucradas así como las posibles relaciones de multicolinealidad. Después de estos filtros previos, se ha seleccionado un subgrupo de variables que serán empleadas en el modelo de performance condicional.

Una conclusión importante que puede extraerse de este trabajo es que el modelo condicional está mejor especificado que el modelo no condicional. Por lo tanto, debe ser utilizado en lugar del modelo unifactorial CAPM. El resultado global representa una mejor evaluación de los gestores de fondos de inversión.

Otra importante conclusión que puede desprenderse de este trabajo es la relativa carencia de eficiencia de los gestores de fondos de inversión. Esta afirmación se

mantiene tanto cuando sólo emplean información pública accesible para todo el mercado (performance medida a partir del modelo CAPM), como cuando utilizan información superior o privada (performance medida a partir del modelo condicional).

En términos globales, con el modelo de Ferson y Schadt apropiado, los gestores mejoran en performance aunque ésta continúa siendo negativa. Consecuentemente, se puede confirmar, en general, el uso de información privada por los gestores de fondos de inversión españoles.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADRIAN, T. y F.A. FRANZONI (2005): "Learning about beta: Time-varying factor loadings", expected returns, and the conditional CAPM, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=391562>
- AZNAR, A. (1989): *Econometric Model Selection: A New Approach*, Kluwer.
- BANGASSA, K. (2000): "Conditional performance evaluation: empirical evidence from UK investment trusts", documento de trabajo 2000_21, Departamento de Economía y Contabilidad, Universidad de Liverpool.
- BASARRATE, B. y G. RUBIO (1999): "Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain", *Applied Financial Economics*, 9, pp. 273-281.
- BAUER, R.; KOEDIJK K.C.G. y R. OTTEN (2005): "International evidence on ethical mutual fund performance and investment style", *Journal of Banking & Finance*, 29(7), pp. 1751-1767.
- CHRISTOPHERSON, J.A.; FERSON, W.E. 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 reexamination of performance persistence in the Portuguese mutual fund market", 16(4), pp. 1393-1408, *Finance India*.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- DURACK, N.; DURAND, R.B. y R. MALLER (2004): "A best choice among asset pricing models? The conditional capital asset pricing model in Australia", *Accounting and Finance*, 44(2), pp. 139-162.
- FAMA, E.F. (1970): "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- FAMA, E.F. y K.R. FRENCH (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- FERRUZ, L.; SARTO, J.L. y M. VARGAS (2006): "Evaluation of performance and conditional information: the case of Spanish mutual funds", *Applied Financial Economics*, 16(11), pp. 803-817.
- FERSON, W.E. (2003): "Tests of multifactor pricing models, volatility bounds and portfolio performance", en George M. Constantinides, Milton Harris y Rene M. Stultz, Editors, *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier Science Publishers, North Holland, pp. 743-800.
- FERSON, W.E. y C.R. HARVEY (1999): "Conditioning variables and the cross section of stock returns", *Journal of Finance*, 54(4), pp. 1325-1360.
- FERSON, W.E.; HENRY T. y D.J. KISGEN (2003): "Evaluating fixed income fund performance with stochastic discount factors", EFA 2003 Annual Conference paper, nº 486.
- FERSON, W.E. y K. KHANG (2002): "Conditional performance measurement using portfolio weights: evidence for pension funds", *Journal of Financial Economics*, 65(2), pp. 249-282.

- FERSON, W.E. y R.A. KORAJCZYK (1995): "Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?", *Journal of Business*, 68(3), pp. 309-349.
- FERSON, W.E. y R.W. SCHADT (1996): "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *The Journal of Finance*, 51(2), pp. 425-461.
- FERSON, W.E. y A.F. SIEGEL (2001): "The efficient use of conditioning information in portfolios", *Journal of Finance*, 56(3), pp. 967-982.
- (2003): "Testing portfolio efficiency with conditioning information", AFA 2003 Washington, DC Meetings.
- FERSON, W.E.; SIEGEL, A.F. y P. XU (2006): "Mimicking portfolios with conditioning information", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(3), pp. 607-635.
- FLETCHER, J. (2002): "An examination of conditional asset pricing in UK stock returns", *The Financial Review*, 37 (3), pp. 447-468.
- GORMAN, L.R. (2003): "Conditional performance, portfolio rebalancing, and momentum of small-cap mutual funds", *Review of Financial Economics*, 12(3), pp. 287-300.
- GRAUER, R.R. y N.H. HAKANSSON (2001): "Applying portfolio change and conditional performance measures: the case of industry rotation via the dynamic investment model", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17(3), pp. 237-265.
- HARVEY, C.R. (2001): "The specification of conditional expectations", *Journal of Empirical Finance*, 8(5), pp. 573-637.
- ILMANEN, A. (1995): "Time-varying expected returns in international bond markets", *The Journal of Finance*, 50(2), pp. 481-506.
- IM, K.; PESARAN, M. y Y. SHIN (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- JAGANNATHAN, R. y Z. WANG (1996): "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns", *Journal of Finance*, 51(1), pp. 3-53.
- JENSEN, M.C. (1968): "The performance of mutual funds in the period 1945-1964", *Journal of Finance*, 23, pp. 389-416.
- KAT, H.M. y J. MIFFRE (2003): "Performance evaluation and conditioning information: the case of hedge funds", EFA 2003 Annual Conference Paper, n° 159.
- (2005): "Skewness, Kurtosis, and the conditional performance of hedge funds", documento de trabajo SSRN.
- LEE, S.L. (1999): "The conditional performance of UK property funds", *American Real Estate Society Meeting*, 7-10, Tampa, Florida, April.
- LEWELLEN, J. y S. NAGEL (2004): "The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies", NBER Working Paper, n° 9974.
- LETTAU, M. y S. LUDVIGSON (2001): "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying", *Journal of Political Economy*, 109, pp. 1238-1287.
- OTTEN, R. y D. BAMS (2003): "The performance of local versus foreign mutual fund managers", EFMA 2003 Helsinki Meetings.
- (2004): "How to measure fund performance: economic versus statistical relevance", *Accounting and Finance*, 44(2), pp. 203-222.
- PERSSON, M. (1998): Performance of Swedish mutual funds, Report from the personal finance and family business research program, 7, School of economics and management, Lund University.
- ROY, B. y S.S. DEB (2004): "Conditional alpha and performance persistence for Indian mutual funds: empirical evidence", *ICFAI Journal of applied finance*, pp. 30-48.
- SAWICKI, J. y F. ONG (1999): "Evaluating managed fund performance using conditional measures: Australian evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, 18, pp. 505-528.
- SILVA, F.; CORTEZ M. y M. ROCHA (2003): "Conditioning Information and European Bond Fund Performance", *European Financial Management*, 9(2), pp. 201-230.
- SPIEGEL, M.I.; MAMAYSKY, H. y H. ZHANG (2003): Estimating the dynamics of mutual fund alphas and betas, Yale School of management working papers, n° ysm353.

- WANG, K.Q. (2003): "Asset pricing with conditioning information: a new test", *Journal of Finance*, 58, pp. 161-196.
- (2004): "Conditioning information, out-of sample validation, and the cross-section of stock returns", EFA 2004 Maastrich meetings, paper, nº 3184.