

Uso de Información Privada por parte de los Gestores Españoles de Fondos de Inversión

Use of Privated Information by the Spanish Managers of Investment Funds

Luis Ferruz A.¹, María Vargas M.¹, Fernando Muñoz S.²

Doctor. Universidad de Zaragoza, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Calle Gran Vía 2, Zaragoza, España. E-mail: lferruz@unizar.es, mvargas@unizar.es ²Becario de Investigación, Gobierno de Aragón. E-mail: fmunoz@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 (1996). Antes de la aplicación empírica de este segundo modelo, se han realizado rigurosos análisis econométricos de multicolinealidad de las variables del modelo. 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, fondos de inversión, información privada.

ABSTRACT. This work analyzes the performance of a sample of Spanish mutual funds by means of the CAPM and the Ferson and Schadt (1996) conditional model. Prior to the empirical application of this second model, we have implemented rigorous econometric analysis about the multicollinearity of the model variables. We obtain better performance when applying the conditional model, which is also better specified, letting us to confirm, therefore, the use of private information by Spanish mutual fund managers.

Keywords: Conditional performance, multicollinearity, mutual funds, private information.

(Recibido: 24 de abril de 2008. Aceptado: 19 de junio de 2008)

INTRODUCCIÓN

Las medidas de performance 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 media.

Este problema de confusión de la variación en el riesgo y en las primas de riesgo ha sido 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.

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, con gran probabilidad, variable en el tiempo y dependiente de las condiciones económicas.

Desde una perspectiva condicional las rentabilidades esperadas y los riesgos son variables en el tiempo de acuerdo a los cambios en la información pública. Una medida de performance únicamente debería ser positiva cuando el gestor dispone y hace un uso correcto de información, la cual es 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 tiempo, utilizando rentabilidades de dividendos, tipos de interés y otras variables; entonces, las medidas de performance deberían considerar la variación en el tiempo.

Nuestro objetivo en este trabajo ha sido precisamente evaluar la performance condicional de un grupo de fondos de inversión utilizando medidas que son consistentes con la versión de eficiencia de mercado, en el sentido semifuerte 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 180 fondos españoles de renta variable nacional desde junio de 1994 hasta diciembre de 2006.

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.

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

Teniendo en cuenta la magnitud de la industria de inversión colectiva en España, medir correctamente la performance obtenida por los fondos de inversión españoles es un aspecto realmente importante. 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 últimos años (la mayor parte del resto de mercados europeos también son jóvenes, con las excepciones de Gran Bretaña, Alemania y Francia), donde la tasa anual de crecimiento se sitúa por encima del 24%. En la actualidad, los alrededor de 2.900 fondos de inversión españoles que existen gestionan en torno a 270.000 millones de euros, representando alrededor del 9% de todos los fondos de inversión en el conjunto de Europa.

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 fuerte impacto de esta institución financiera sobre la sociedad española durante los últimos años, con un incremento neto total de 8,1 millones de inversores desde 1990.

El número medio de activos gestionados por cada fondo español es uno de los más bajos en la Unión Europea, dando lugar a un mercado en el que un pequeño número de grandes fondos coexisten con una vasta mayoría de pequeños fondos. Este rasgo revela la fuerte influencia de los grupos financieros más importantes en este mercado. De hecho, existen 114 firmas financieras gestionando fondos de inversión; sin embargo, las 10 compañías más importantes gestionan alrededor del 75% 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. Con respecto a este último apunte, el marco legal que regula los fondos de inversión en España establece niveles máximos para las comisiones de gestión que pueden ser cobradas a los inversores. 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 coste 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 alternativas de inversión, a lo largo de los últimos años.

Al comienzo de los 90's, los fondos de inversión españoles invertían principalmente en acciones domésticas y en deuda pública. En el transcurso de los últimos años estos patrones de inversión han cambiado significativamente, con un mayor crecimiento de activos invertidos en acciones europeas y de Estados Unidos. Sin embargo, los activos españoles todavía tienen una posición muy importante en la composición de estas carteras.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección "Revisión de la Literatura" se realiza una revisión de los principales trabajos sobre performance condicional; la sección "Materiales y Métodos" presenta el modelo de performance condicional aplicado en el análisis empírico, describe la base de datos y desarrolla análisis de multicolinealidad entre las variables; la sección "Resultados y Discusión" muestra los resultados del análisis empírico y finalmente, se reflejan las conclusiones más importantes de nuestro estudio.

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). Este último llevó a cabo sus análisis sobre el mercado sueco de fondos de inversión.

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 Kat y Miffre (2003), que aplican sus análisis a un conjunto de *hedge funds*.

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), que analizan los casos de los mercados portugués e italiano de fondos de inversión, respectivamente.

Por otra parte, algunos autores se cuestionan la superioridad de los modelos condicionales en relación a los no condicionales en la medición de la performance. En este sentido, Basarrate y Rubio (1999) y Bangassa (2000) consideran que el planteamiento de Ferson y Schadt (1996) relativo a la superioridad de los modelos condicionales no es cierto, mientras que otros (Otten y Bams, 2004) tienen una opinión favorable respecto a dicho planteamiento.

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

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.

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 aplicaron diferentes medidas de performance condicional para evaluar la performance de un modelo de inversión dinámico en varios escenarios de rotación de la industria. Lynch et al (2002) desarrollaron una metodología que permite que la performance condicional sea una función de la información disponible al comienzo del período.

Otros trabajos sobre performance condicional destacables son los efectuados por Ferson y

Korajczyk (1995), que midieron la predicción de las rentabilidades de las acciones estadounidenses para diferentes horizontes temporales. Otten y Bams (2003) compararon la performance de los fondos locales estadounidenses con la performance de los fondos británicos que invierten en el mercado estadounidense, Durack et al. (2004) analizaron los fondos australianos, Bauer et al. (2005) analizaron los fondos éticos alemanes, británicos y norteamericanos. Gorman (2003) discutió los fondos que invierten en *small-cap* y Ferruz et al. (2006) estudió los fondos españoles.

MATERIALES Y MÉTODOS

Modelo Condicional de Ferson y Schadt (1996)

Ferson y Schadt (1996) emplean una función lineal, la cual es una extensión natural de las aproximaciones tradicionales al riesgo de los fondos. En este modelo las ponderaciones de la cartera son una función lineal de la información, de modo que si las betas 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.

El modelo utiliza un vector de instrumentos representativo de la información disponible en t , el cual se denota por Z_t . También se establece como hipótesis que la única información utilizada por el gestor es Z_t . La beta de la cartera es una función de Z_t , esto es $\beta_{pm,t}(Z_t)$. A partir de las series de Taylor y aproximando a una función lineal obtenemos:

$$\beta_{pm,t}(Z_t) = b_{op} + B'_p z_t \quad (1)$$

Donde $z_t = Z_t - E(Z_t)$ es un vector de desviaciones de Z_t desde una perspectiva no condicional, y B'_p es un vector cuya dimensión es igual que la de Z_t . Los

elementos de B'_p son los coeficientes de respuesta de la beta condicional con respecto a las variables de información Z_t . Además, b_{op} puede ser interpretado como la media no condicional de la beta condicional: $E(\beta_{pm,t}(Z_t))$. Incorporando esta beta de la cartera al modelo CAPM condicional, obtenemos el siguiente proceso de generación de rentabilidades de la cartera:

$$r_{p,t+1} = b_{op} r_{m,t+1} + B'_p (z_t r_{m,t+1}) + u_{p,t+1} \quad (2)$$

$$E(u_{p,t+1} | Z_t) = 0 \quad (3)$$

$$E(u_{p,t+1}, r_{m,t+1} | Z_t) = 0 \quad (4)$$

Donde $r_{p,t+1}$ es la rentabilidad excedente de la cartera en $t+1$ respecto al activo libre de riesgo, $r_{m,t+1}$ es el exceso de rentabilidad del mercado respecto al activo libre de riesgo, Z_t representa la información retardada y $u_{p,t+1}$ es la perturbación aleatoria. La ecuación (3) surge de la asunción de eficiencia de mercado y la ecuación (4) indica que $r_{m,t+1}$ es ortogonal a la perturbación aleatoria del modelo. Por lo tanto, los $B'_p(z_t)$ son los coeficientes de la regresión condicionados a Z_t .

Si consideramos una regresión del exceso de rentabilidad de una cartera con respecto al factor de

mercado y al producto del factor de mercado con la información retardada, obtenemos:

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \delta_{1p} r_{m,t+1} + \delta'_{2p} (z_t r_{m,t+1}) + \varepsilon_{p,t+1} \quad (5)$$

El coeficiente alfa en la ecuación (5) representa la diferencia media entre la rentabilidad excedente de la cartera y el exceso de rentabilidad de las estrategias dinámicas que replican su exposición al riesgo variable en el tiempo. Si un gestor obtiene un alfa condicional positivo, ello se explica porque la rentabilidad media que consigue es superior a la de las estrategias dinámicas. δ_{1p} y δ'_{2p} son los parámetros de la regresión y $\varepsilon_{p,t+1}$ representa la perturbación aleatoria.

Datos

Rentabilidad de los fondos

La base de datos utilizada en este trabajo consta de un total de 180 fondos de inversión españoles que invierten mayoritariamente en 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 período mínimo, de manera que permita otorgar validez estadística a nuestros resultados. De modo que podemos asegurar que nuestra base de datos se encuentra 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 poder aplicar la metodología propuesta, como es el caso de este trabajo. 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 americana SEC. En la **tabla 1** mostramos un resumen de los estadísticos descriptivos de la base de datos.

Tabla 1: Estadísticos resumidos de la muestra

	Nº fondos	Rent. Media	Rent. MSCI-Spain	Rent.máx.	Rent.mín.	Desv.tip
Junio 1994/diciembre 1994	81	-1,05%	-1,87%	9,60%	-9,43%	0,0332
Enero 1995/diciembre 1995	86	0,97%	1,32%	9,16%	-8,39%	0,0301
Enero 1996/diciembre 1996	98	2,08%	3,32%	10,63%	-6,30%	0,0291
Enero 1997/diciembre 1997	134	2,53%	3,31%	15,71%	-15,84%	0,0536
Enero 1998/diciembre 1998	155	2,39%	3,23%	28,76%	-22,20%	0,0875
Enero 1999/diciembre 1999	160	0,66%	1,74%	21,04%	-10,54%	0,0425
Enero 2000/diciembre 2000	160	-1,05%	-0,86%	27,37%	-20,16%	0,0510
Enero 2001/diciembre 2001	160	-0,59%	-0,51%	19,82%	-24,83%	0,0569
Enero 2002/diciembre 2002	156	-1,63%	-2,46%	24,77%	-22,23%	0,0696
Enero 2003/diciembre 2003	161	1,60%	2,20%	12,53%	-9,83%	0,0366
Enero 2004/diciembre 2004	155	1,03%	1,31%	9,08%	-6,95%	0,0234
Enero 2005/diciembre 2005	147	1,30%	1,37%	9,62%	-6,15%	0,0269
Enero 2006/diciembre 2006	146	1,83%	2,23%	8,54%	-15,38%	0,0253

Fuente: Datos de la investigación

Variables de información predeterminada

Para analizar la performance condicional se utilizaron 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. Como referencia, 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) y Roy y Deb (2004). Estas variables son las siguientes:

- La rentabilidad de las Letras del Tesoro a un mes retardada, expresada en forma anual,
- La rentabilidad por dividendo del índice MSCI-España retardada,
- Una medida retardada de la pendiente del término estructura,
- Una medida de la riqueza relativa inversa,
- 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 obtiene como la suma de los dividendos pagados en los 12 meses previos, multiplicado por el índice durante el período t-1, entre el nivel de precios del MSCI-España en el período t. Estos datos de las series históricas fueron obtenidos 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 fueron 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, son 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. Estos datos, la rentabilidad de los bonos a largo plazo y la tasa de inflación esperada, se obtuvieron a partir de los Boletines Estadísticos del Banco de España.

Las variables de información predeterminadas fueron transformadas de acuerdo con el modelo teórico propuesto, de manera que en cada caso se obtuvo la desviación respecto a la media de cada variable, y luego este resultado fue 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 predeterminadas, y también de la prima de rentabilidad del mercado respecto al activo libre de riesgo, se aplicó el test de Jarque-Bera, cuyos resultados se muestran en la **tabla 2**. Puede observarse que, con la excepción de la rentabilidad real del bono, la hipótesis de normalidad es rechazada por el resto de las variables.

Tabla 2: Test de Jarque-Bera sobre las variables exógenas

	Prima de Mercado	Rent. por dividendo	Rent. real bono	Rent. Letras Tesoro	Riqueza rel. inversa	Spread temporal
Asimetría	-0,491995	-0,085987	-0,165268	0,231304	0,668683	0,277558
Curtosis	4,564472	4,842191	3,786251	4,626648	16,67355	7,741412
Jarque-Bera	21,49113	21,53790	4,576837	17,99410	1187,581	143,3817
Probabilidad	0,000022	0,000021	0,101427	0,000124	0,000000	0,000000

Fuente: Datos de la investigación

La **tabla 2** muestra los análisis realizados con respecto a la hipótesis de normalidad de las variables de información predeterminadas, así como de la otra variable explicativa del modelo (prima de rentabilidad del mercado respecto al activo libre de riesgo). Se muestran los resultados del test de normalidad.

Análisis de multicolinealidad

En este apartado hemos analizado las posibles relaciones de multicolinealidad entre estas variables. La multicolinealidad es un problema común en econometría, y normalmente no se le presta mucha atención. Cuando las variables explicativas están fuertemente relacionadas entre sí, aún cuando se cumplan las propiedades teóricas de los estimadores

MCO, su interpretación se ve afectada, dado que si las varianzas de estos estimadores son muy grandes, éstos llegan a ser muy inestables cuando se producen pequeños cambios en la muestra utilizada. Por esta razón es importante garantizar que las variables predeterminadas de nuestro modelo no presentan problemas serios de multicolinealidad entre ellas. En este trabajo se detectó el grado de multicolinealidad entre las variables predeterminadas utilizando para ello la matriz de correlaciones, la cual indica el grado de correlación lineal entre pares de variables, de manera que si ninguno de estos coeficientes es alto, esto sería indicativo de la no existencia de multicolinealidad. El resultado de la matriz de correlaciones entre las variables predeterminadas del modelo se puede observar en la **tabla 3**.

Tabla 3: Correlación entre las variables de información predeterminada

	Rent. por dividendo	Rent. real bono	Rent. Letras Tesoro	Riq. rel. inversa	Spread temporal
Rent. por dividendo	1	0,442453558	0,5867652	-0,1623	0,211747354
Rent. real bono	0,442453558	1	0,8403166	-0,1171764	0,202309285
Rent. Letras Tesoro	0,586765151	0,840316607	1	-0,1107054	0,017051296
Riq. rel. inversa	-0,162300046	-0,11717643	-0,110705	1	0,091761116
Spread temporal	0,211747354	0,202309285	0,0170513	0,0917611	1

Fuente: Datos de la investigación

En la **tabla 3** se puede observar que hay dos variables que tienen una alta correlación entre ellas, concretamente las variables rentabilidad real del bono y rentabilidad de las Letras del Tesoro. No existe una solución sencilla para el problema de multicolinealidad, aunque una solución podría consistir en la eliminación de una de las dos variables con alta correlación, o bien sería el uso de técnicas de análisis factorial.

En este trabajo hemos elegido la primera de las soluciones para conservar las denominaciones originales de las variables financieras específicas. Además, se ha verificado que no existen prácticamente diferencias en los resultados entre las distintas aproximaciones.

Por tanto, hemos construido un modelo en el que se han eliminado una de las dos variables con alta

correlación. En este sentido, surge la siguiente cuestión: ¿qué variable se elimina y cuál se mantiene? Para responder a esta pregunta hemos elaborado tres modelos, en dos de ellos hemos mantenido una de las variables con alta correlación, mientras que en el tercer modelo hemos utilizado como variables predeterminadas las dos 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). Aznar (1989) mostró que el criterio más adecuado es elegir el modelo con un valor menor de SBIC. De esta manera, en la **tabla 4** se muestran los valores medios de R^2 y SBIC para los tres modelos. Basados 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 4: Criterios de selección de modelos

	Rent. por divid., riq. rel. Inversa, spread temporal	Rent. por divid., riq. rel. Inversa, spread temporal	Rent. Letras Tes., spread temporal	Componentes principales
R ²	0,8095		0,8071	0,7858
SBIC	-4,8712		-4,8595	-4,8389

Fuente: Datos de la investigación

RESULTADOS

En primer lugar, hemos analizado el nivel de significación estadística de la información condicional. De esta manera, en la **tabla 5** se muestran 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 se indican en la **tabla 5**, 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 5: Medidas de performance tradicional y condicional

CAPM					
α_p	$t(\alpha_p)$	β_p	$t(\beta_p)$	R ²	
-0,0009	-0,4276	0,7154	21,4765	0,7676	
Modelo Ferson & Schadt (1996)					
α_p	$t(\alpha_p)$	β_p	$t(\beta_p)$	R ²	Valor p de F
-0,0006	-0,3279	0,6803	14,7807	0,8095	0,000260

Fuente: Datos de la investigación

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 modelo CAPM que en el modelo condicional, siendo negativo en ambos casos. 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. Sin embargo, debido a que las medidas de performance condicional son menos negativas y que una medida de performance condicional descuenta el nivel de performance logrado por el uso de la información pública, 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, los valores de probabilidad de la cola derecha para el test F del poder explicativo marginal de la información condicional en el CAPM, confirman que las variables adicionales son significativas a un nivel del 5%. De hecho, a este nivel de significación, el test F podría rechazar la hipótesis que las variables adicionales no son importantes, para los 180 fondos analizados, obteniéndose un valor medio de $p = 0,000260$.

La **tabla 6** 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 6: Distribución de los t-estadísticos para el parámetro alfa

	CAPM	Ferson-Schadt (1996)
$\alpha > 0$	56	65
$\alpha > 0$, significativa (1%)	4	5
$\alpha > 0$, significativa (5%)	5	8
$\alpha > 0$, significativa (10%)	14	16
$\alpha < 0$	124	115
$\alpha < 0$, significativa (1%)	7	6
$\alpha < 0$, significativa (5%)	18	15
$\alpha < 0$, significativa (10%)	30	26

Fuente: Datos de la investigación

Como podemos observar en la **tabla 6**, la performance media alcanzada por los gestores es ligeramente negativa, independiente 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 de cero. La presencia de sesgo de supervivencia, por otra parte, movería la distribución de las alfas a la derecha.

CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la posible superioridad del modelo de performance condicional de Ferson y Schadt (1996) 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 han analizado

las posibles relaciones de multicolinealidad entre las variables del mismo. Después de este filtro previo, se ha seleccionado un subgrupo de variables que serán empleadas en el modelo de performance condicional.

Una conclusión importante que se deriva 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. Además, los resultados sugieren una 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 (1996) 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.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar sus agradecimientos al Dr. Manuel Rocha Armada y al Dr. Gonzalo Rubio por sus importantes comentarios y sugerencias que han contribuido, sin lugar a duda, a mejorar este trabajo. Además, los autores desean agradecer a Ibercaja la concesión del Proyecto 268-96 y al Ministerio de Educación y Ciencia la concesión del proyecto SEJ 2006 04208 con co-financiación Europea de Fondos FEDER (Comisión Europea, Bruselas). Los posibles errores son, por supuesto, exclusiva responsabilidad de los autores.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Aznar, A. 1989. *Econometric model selection: A New Approach*. Londres.
- Bangassa, K. 2000. Conditional performance evaluation: empirical evidence from UK investment trusts. *Documento de trabajo*, N° 21, Universidad de Liverpool, Departamento de Economía y Contabilidad.
- Basarrate, B.; Rubio, G. 1999. Nonsimultaneous prices and the evaluation of managed portfolios in Spain. *Applied Financial Economics*, 9(3):273-281.
- Bauer, R.; Koedijk, K.C.G.; Otten, R. 2005. International evidence on ethical mutual fund performance and investment style. *Journal of Banking & Finance*, 29(7):1751-1767.
- Carhart, M.M.; Carpenter, J.N.; Lynch, A.; Musto, D.K. 2002. Mutual fund survivorship. *Review of Financial Studies*, 15:1439-1463.
- Christopherson, J.A.; Ferson, W.E.; Glassman, D.A. 1998. Conditioning manager alpha on economic information: another look at the persistence of performance. *Review of Financial Studies*, 11:111-142.
- Cortez, M.C.; Silva, F. 2002. Conditioning information on portfolio performance evaluation: a reexamination of performance persistence in the Portuguese mutual fund market. *Finance India*, 16(4):1393-1408.
- Durack, N.; Durand, R.B.; Maller, R. 2004. A best choice among asset pricing models? The conditional capital asset pricing model in Australia. *Accounting and Finance*, 44(2):139-162.
- Fama, E.F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2):383-417.
- Ferruz, L.; Sarto, J.L.; Vargas, M. 2006. Evaluation of performance and conditional information: the case of Spanish mutual funds. *Applied Financial Economics*, 16(11):803-817.
- Ferson, W.E.; Harvey, C.R. 1999. Conditioning variables and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, 54(4):1325-1360.
- Ferson, W.E.; Henrt, T.; Kisgen, D.J. 2003. *Evaluating fixed income fund performance with stochastic discount factors*. EFA 2003 Annual Conference, Paper N° 486.
- Ferson, W.E.; Korajcz, R.A. 1995. Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns? *Journal of Business*, 68(3):309-349.
- Ferson, W.E.; Schadt, R.W. 1996. Measuring fund strategy and performance in changing economic condition. *The Journal of Finance*, 51(2):425-461.
- Grauer, R.R.; Hakansson, N.H. 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):237-265.
- Gorman, L. 2003. Conditional performance, portfolio rebalancing, and momentum of small-cap mutual funds. *Review of Financial Economics*, 12(3):287-300.
- Ilmaneb, A. 1995. Time-varying expected returns in international bond markets. *The Journal of Finance*, 50(2):481-506.
- Jensen, M.C. 1968. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2):389-416.
- Kat, H.M.; Miffre, J. 2003. *Performance evaluation and conditioning information: the case of hedge funds*. EFA 2003 Annual Conference, Paper N° 159.
- Lynch, A.W.; Wachter, J.A.; Boudry, W. 2004. Does Mutual Fund Performance Vary over the Business Cycle? AFA 2004 San Diego Meetings, available at <http://ssrn.com/abstract=470783>.
- Otten, R.; Bams, D. 2003. The performance of local versus foreign mutual fund managers. EFMA 2003 Helsinki Meetings.
- Otten, R.; Bams, D. 2004. How to measure fund performance: economic versus statistical relevance. *Accounting and Finance*, 44(2):203-222.
- Persson, M. 1998. Performance of Swedish mutual funds, Report from the personal finance and family business research program. School of Economics and Management, Lund University.
- Roy, B.; Deb, S.S. 2004. Conditional alpha and performance persistence for Indian mutual funds: empirical evidence ICFAl. *Journal of Applied Finance*, p.30-48.
- Silva, F.; Cortez M.; Rocha, M. 2003. Conditioning Information and European Bond Fund Performance. *European Financial Management*, 9(2):201-230.
- Wang, K.Q. 2004. *Conditioning information, out-of sample validation, and the cross-section of stock returns*. EFA 2004 Maastrich Meetings, Paper N° 3184.