



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Ferruz Agudo, Luis; Vargas Magallón, María

Análisis de las capacidades de sincronización con el mercado y selección de valores de los gestores de fondos de inversión españoles en condiciones económicas variables

El Trimestre Económico, vol. LXXIV (3), núm. 295, julio-septiembre, 2007, pp. 663-383

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340951003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

ANÁLISIS DE LAS CAPACIDADES DE SINCRONIZACIÓN CON EL MERCADO Y SELECCIÓN DE VALORES DE LOS GESTORES DE FONDOS DE INVERSIÓN ESPAÑOLES EN CONDICIONES ECONÓMICAS VARIABLES*

*Luis Ferruz Agudo y María Vargas Magallón***

RESUMEN

Este trabajo realiza una evaluación del desempeño de un amplio grupo de fondos de inversión españoles, tanto en términos globales como mediante una descomposición del mismo en sus dos componentes; capacidades de sincronización con el mercado y selección de valores. Ambos análisis se efectúan a partir de medidas tradicionales y de medidas que consideran la variación en el tiempo de la rentabilidad y riesgo mediante la incorporación de variables macroeconómicas representativas del ciclo económico en España.

La incorporación de estas variables supone una mejora del desempeño global y un empeoramiento de la capacidad de selección de valores del gestor. En cuanto a la capacidad de sincronización con el mercado no es posible extraer conclusiones. Sin embargo, observamos una mejora del poder explicativo de los modelos como consecuencia de tal incorporación, lo que nos permite abogar por los modelos condicionales. Además, este trabajo corrige los problemas de multicolinealidad entre dichas variables mediante un análisis factorial.

ABSTRACT

This work evaluates the performance of a wide group of Spanish mutual funds, both in global terms and breaking up it in its two components —market timing and stock-picking abilities—. Both analyses are carried out by means of traditional measures as well as measures that consider time-varying risk and return parameters by incorporating macroeconomic variables representative of the Spanish business-cycle.

* *Palabras clave:* desempeño, fondos de inversión, variables macroeconómicas, capacidades de sincronización con el mercado, selección de valores, problemas de multicolinealidad. *Clasificación JEL:* E32, E44, G11, G23. Artículo recibido el 19 de abril y aceptado el 25 de julio de 2006.

** L. Ferruz Agudo, profesor titular, y M. Vargas Magallón, profesora ayudante, Departamento de Contabilidad y Finanzas de la Universidad de Zaragoza, España.

The incorporation of these variables produces an improvement in the global performance and a worsening in the manager's stock-picking ability. It is not possible to obtain conclusions in relation to the market timing ability. However, we observe an increase in the explanatory power of the models as a result of such incorporation, so we advocate conditional models. Furthermore, this work corrects the multicollinearity problems among predetermined information variables by means of a factorial analysis.

INTRODUCCIÓN

Las medidas tradicionales de evaluación del desempeño no emplean ninguna información acerca del estado de la economía para predecir las rentabilidades sino que se basan en información histórica de las rentabilidades medias, de modo que confunden la variación en el tiempo de la rentabilidad y el riesgo con cambios en el desempeño medio. Así, en muchas ocasiones un incremento en la prima de riesgo es interpretado, por estas medidas, como el reflejo de una capacidad de sincronización con el mercado o de selección de valores por parte del gestor. 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.

No obstante, el empleo de instrumentos relativos a la información económica permite considerar la variación en el tiempo de estos parámetros y, por tanto, controlar esa variación causada por la información pública. En realidad una medida del desempeño condicional desecha la parte del desempeño del gestor que surge del manejo de información pública por parte del mismo, centrándose exclusivamente, por tanto, en la parte del desempeño del gestor que ha surgido del manejo de información superior por parte del mismo, midiendo, de este modo, el valor realmente añadido por el gestor en sus labores de gestión.

Así pues, una medida del desempeño condicional realiza una evaluación del desempeño del gestor teniendo en cuenta la información que estaba disponible para los inversionistas en el momento en que las rentabilidades fueron generadas. Esto implica que las rentabilidades y el riesgo son variables en el tiempo en función de los cambios en la información pública.

Estudios recientes han demostrado que las rentabilidades y ries-

gos de activos financieros son predecibles en el tiempo usando determinadas variables de información económica. Puesto que esta capacidad de predicción refleja cambios en las rentabilidades requeridas en equilibrio, las medidas del desempeño deben considerar tal variación temporal. Existen razones para pensar que esto es así. Por ejemplo, las versiones condicionales de los modelos simples de valoración presentan un poder explicativo de las rentabilidades superior al de los modelos tradicionales (véase Chan y Chen, 1988; Cochrane, 1996; Jagannathan y Wang, 1996, o Ferson y Harvey, 1999).

Además, tal como señalan Ferson y Schadt (1996), una aproximación condicional de la evaluación del desempeño es particularmente atractiva por dos razones: *i*) las medidas tradicionales no son capaces de manejar el carácter dinámico de las rentabilidades, y *ii*) es posible que la negociación de los gestores sea más dinámica que incluso la de los activos subyacentes que negocian. De modo que, en este trabajo, modificamos el β de Jensen (1968)¹ incorporando el carácter dinámico de los parámetros β y σ para considerar la información condicional, con el modelo de Christopherson *et al* (1998) a partir del modelo de Ferson y Schadt (1996).²

Mediante esta evaluación condicional pretendemos no sólo analizar el valor realmente añadido por los gestores españoles en sus labores de gestión sino además comparar este resultado con el obtenido por una medida del desempeño tradicional que, tal y como lo hemos comentado, no descuenta la parte del desempeño derivado del manejo de la información pública accesible para todo el mercado.

Pero además, mediante este trabajo, pretendemos dilucidar si el grado de eficiencia alcanzado con la gestión de los gestores españoles es debido a su capacidad para sincronizar el mercado o a su capacidad para seleccionar los valores adecuadamente. Para acometer este análisis aplicamos modelos de sincronización con el mercado.

¹ La razón de la aplicación de la medida de Jensen en este trabajo es que aún es un paradigma de actualidad en la bibliografía financiera, como puede observarse en los trabajos de Ribeiro *et al* (1999), Hallahan y Faff (2001), Silva *et al* (2003) o Nielsen y Vassalou (2004), entre otros.

² El modelo de Ferson y Schadt (1996) introduce la variabilidad temporal del parámetro β , respecto al modelo CAPM. En este modelo se supone que el gestor posee un determinado conjunto de información pública. Por su parte, Christopherson *et al* (1998) incorporan, además, la variabilidad temporal del parámetro σ . De este modo suponen que el gestor posee más información que en el modelo de Ferson y Schadt.

También, en este caso, el análisis es abordado a partir de los modelos tradicionales de Treynor y Mazuy (1966), así como de Merton y Henriksson (1981) y de las versiones condicionales de los mismos propuestas por Ferson y Schadt (1996).³ Con esto pretendemos averiguar si las capacidades de sincronización y de selección de valores son ocasionadas por el mero empleo de información pública por parte del gestor o se deben al empleo de información superior por parte del mismo.

Para desarrollar todos estos análisis empleamos una base de datos formada por 225 fondos de inversión españoles de renta variable nacional. Observamos una mejora del desempeño global como consecuencia de la incorporación de las variables de información económica, lo cual nos permite corroborar la creación de valor por parte de los gestores españoles debido al empleo de información superior en el desarrollo de sus labores de gestión. Si bien la gestión de los mismos aún es notoriamente mejorable.

Comprobamos que el desempeño de los gestores no proviene de su capacidad para seleccionar adecuadamente los valores, e incluso esta capacidad es reducida al efectuar un control por la información pública, por lo que podemos asegurar que los gestores españoles no emplean información superior para seleccionar valores. En cuanto a la capacidad de sincronización con el mercado de los gestores españoles no podemos establecer conclusiones confiables debido a la escasa significación de los parámetros.

Destacamos, como aspecto particularmente atractivo de nuestro trabajo, el análisis de un mercado poco explorado en este tema, como es el mercado español de fondos de inversión, un mercado con un gran potencial, como se demuestra líneas abajo. La importancia del análisis de mercados poco explorados ha sido resaltada por la bibliografía reciente (véase Hallahan y Faff, 2001). Otro elemento por

³ Los modelos de Treynor y Mazuy y de Merton y Henriksson se basan en la hipótesis de que los gestores poseen información superior. Cuando esta hipótesis no se cumple, ambos modelos no son capaces de distinguir la capacidad de sincronización y de selección de valores. Dado que es improbable que esta hipótesis se cumpla, ambos modelos pueden considerarse como aproximaciones de una relación más compleja entre las ponderaciones de la cartera y la rentabilidad futura del mercado. El modelo de Treynor-Mazuy realiza dicha aproximación mediante una función lineal, mientras que el modelo de Merton-Henriksson emplea una función indicadora (la ponderación será 0 o 1 dependiendo de la predicción acerca de la rentabilidad futura del mercado). Las versiones condicionales de estos modelos consideran la variabilidad en el tiempo del parámetro .

destacar de este trabajo es la búsqueda de una solución al problema de multicolinealidad entre las variables de información predeterminada, un problema de gran trascendencia en un análisis basado en modelos multifactoriales y por lo común obviado por la bibliografía financiera.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: en primer lugar se realiza una breve descripción de la bibliografía financiera más destacable del desempeño condicional. En segundo lugar se presenta los modelos empleados; en tercer lugar se describe la base de datos analizada y se presenta los resultados empíricos. Finalmente, se muestra las principales conclusiones del trabajo.

I. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA FINANCIERA DEL DESEMPEÑO CONDICIONAL

Son diversos los autores que en los años recientes se han prestado al estudio del desempeño condicional, sobre todo a partir del modelo de Ferson y Schadt. A menudo estos trabajos han efectuado una comparación entre los resultados obtenidos a partir de medidas del desempeño tradicional con los de a partir de una versión condicional de los mismos.

En este sentido los resultados obtenidos son dispares. Esta disparidad viene ocasionada, por lo general, por la selección de variables de información económica en el análisis condicional. En realidad, como lo señala Wang (2004), algunas combinaciones de variables mejoran significativamente el desempeño mientras que otras hacen lo contrario. Por tanto es imprescindible una adecuada selección de variables de información predeterminada. Así, los trabajos de Christopherson *et al* (1998) y Persson (1998) no encuentran diferencias significativas entre sus resultados del desempeño condicional y el tradicional. Otros autores como Silva *et al* (2003) o Kat y Miffre (2003) obtienen mejores resultados del desempeño a partir de las medidas condicionales, ocurriendo justamente lo contrario en los trabajos de Cortez (2001) o Roy y Deb (2004). Estos últimos, a raíz del resultado obtenido, concluyen que los gestores sólo aprovechan las oportunidades de la información económica disponible y no contribuyen en nada más. Todos estos trabajos emplean como medida del desem-

peño el de Jensen, tradicional y condicional, al igual que nuestro trabajo.

Por otro lado, algunos autores emplean otras medidas del desempeño, como es el caso de Harvey (2001) que explora diferentes especificaciones de expectativas condicionales, como es la de mínimos cuadrados lineales. Además, esta especificación es contrastada con técnicas no paramétricas. Este autor concluye que las predicciones no son mejoradas con técnicas no paramétricas condicionales. Otras mediciones del desempeño son empleadas por Ferson (2003), quien utiliza la técnica de factores estocásticos de descuento para evaluar el desempeño. Concluye que existe una gran relación entre los resultados obtenidos por esta metodología y los obtenidos por el condicional derivada del modelo de Ferson y Schadt (1996).

Más allá del mero análisis del desempeño de los gestores, muchos autores han intentado descomponerlo en sus dos componentes, de modo que sea posible confirmar si este desempeño ha surgido como consecuencia de la capacidad del gestor para seleccionar valores adecuadamente o por su capacidad para anticiparse al mercado. Además, algunos de estos autores intentan también determinar si estas capacidades proceden del uso de información superior por parte del gestor o se deben sólo al mero uso de información pública.

Muchos de estos trabajos niegan la capacidad del gestor para anticiparse al mercado. Es el caso de Knigge *et al* (2004), quienes analizan la capacidad de sincronización con el mercado de los gestores de fondos de renta variable privados usando un único conjunto de datos referidos al flujo de efectivo, o de Christensen (2005). Este último emplea los modelos de Treynor-Mazuy y Merton-Henriksson para evaluar la capacidad de sincronización y de selección de valores de los fondos daneses y concluye que, en general, éstos tienen un desempeño neutral y que las rentabilidades de los mismos no son persistentes.

Otros trabajos, sin embargo, confirman la existencia de esa capacidad, como es el caso de Glassman y Riddick (2003), que analizan la capacidad de sincronización de los gestores de fondos globales de los Estados Unidos en los últimos años del decenio de los ochenta y primeros de los noventa, antes de que los *hedge funds* se convirtieran en prominentes en la inversión global. Examinan tanto las pro-

porciones de cartera como las rentabilidades para distinguir entre la sincronización con el mercado mundial (movimientos de los fondos entre todos los mercados de renta variable y monetarios) y la nacional (movimientos de cada uno de los mercados de renta variable de un país en otros mercados de renta variable de otros países). También Jiang *et al* (2005) confirman la existencia de esa capacidad por parte de los gestores. Estos autores aplican pruebas basadas en carteras y no en rentabilidades. Ambos trabajos emplean los modelos de sincronización de Merton-Henriksson y Treynor-Mazuy.

II. DESCRIPCIÓN DE LOS MODELOS EMPLEADOS

1. *Modelo de Christopherson, Ferson y Glassman (1998)*

Este modelo es construido a partir del modelo de Ferson y Schadt (1996):

$$r_{p,t-1} = \alpha_p + \beta_p r_{m,t-1} + \gamma_p [z_t r_{m,t-1}] + \epsilon_{p,t-1} \quad (1)$$

en el que

$$\alpha_p(Z_t) = \alpha_{0p} + \beta_p z_t \quad (2)$$

(la α de la cartera es una función de Z_t) y $z_t = Z_t' E(Z_t)$, en que Z_t es un vector de instrumentos representativo de la información disponible en t .

En el modelo de Christopherson *et al* si un gestor emplea más información que Z_t entonces el desempeño “abnormal” esperado se convierte en una función de Z_t . El α condicional variable en el tiempo se representaría de la siguiente manera:

$$\alpha_p(Z_t) = \alpha_{0p} + A_p z_t \quad (3)$$

Así, estos autores modifican la ecuación (1) para incluir el α condicional variable en el tiempo:

$$r_{p,t-1} = \alpha_{0p} + A_p z_t + \beta_{0p} r_{m,t-1} + \beta_p [z_t r_{m,t-1}] + u_{p,t-1} \quad (4)$$

Por tanto, el modelo de Christopherson *et al* (1998) no sólo incorpora el carácter dinámico del parámetro α como hace el modelo de Ferson y Schadt (1996), sino también el del parámetro β .

2. Modelos de sincronización-selectividad

La capacidad de sincronización con el mercado es para predecir las rentabilidades del mercado global. Resulta complicado separar la capacidad de los gestores en dos componentes tan dicotómicos, como son su capacidad para seleccionar valores (*security selection*) y su habilidad para sincronizarse con el mercado (*market timing*).

Las pruebas empíricas muestran que la capacidad de sincronización significativa es extraña (Kon, 1983; Henriksson, 1984; Roy y Deb, 2004), tendencia que se corrobora en este trabajo. Además, se demuestra que existe una correlación negativa entre los dos componentes de la capacidad del gestor, que también es corroborada en este trabajo. En nuestro trabajo hemos intentado diferenciar entre, por un lado, la capacidad del gestor para predecir el mercado y para seleccionar valores empleando información privada, y, por otro, su capacidad generada por el mero uso de información pública disponible para todo el mercado.

3. El modelo de Treynor y Mazuy

Este modelo está construido sobre la noción de que los gestores intentan continuamente anticiparse al mercado oscilando entre dos líneas —una de alta volatilidad y otra de baja volatilidad—. Considerando que ningún fondo puede anticiparse correctamente al mercado, se supone una transición gradual de la volatilidad del fondo desde pendiente plana hasta pendiente ascendente. De modo que la línea resultante es cóncava:

$$r_{p,t-1} = \alpha_p + \beta_p r_{m,t-1} + \gamma_{tmu} [r_{m,t-1}]^2 + \epsilon_{p,t-1} \quad (5)$$

en la que el coeficiente γ_{tmu} mide la capacidad de sincronización de un gestor. Este coeficiente será positivo si el gestor aumenta cuando la señal en el mercado es positiva. Ferson y Schadt (1996) proponen una versión condicional del modelo de Treynor y Mazuy:

$$r_{p,t-1} = \alpha_p + \beta_p r_{m,t-1} + C_p(z_t r_{m,t-1}) + \gamma_{tmc} [r_{m,t-1}]^2 + \epsilon_{p,t-1} \quad (6)$$

en la que el vector de coeficientes C_p capta la respuesta de la β_p de la cartera a la información pública Z_t . El coeficiente γ_{tmc} mide la sensi-

lidad de la $r_{m,t-1}$ a la señal privada de sincronización con el mercado. En el modelo condicional de Treynor-Mazuy la correlación de $r_{m,t-1}$ con la rentabilidad futura del mercado, que puede ser atribuida a la información pública, no se considera que refleje capacidad de sincronización.

4. Modelo de Merton y Henriksson

Merton y Henriksson (1981) y Henriksson (1984) proponen un modelo diferente de sincronización. Este modelo supone que, para cada periodo, el gestor intentará predecir si el mercado presentará rentabilidades excedentes positivas o negativas ($r_{m,t-1} \geq 0$ o $r_{m,t-1} < 0$). Un gestor que espere un valor positivo de $r_{m,t-1}$ seguramente tomará más riesgo sistemático en comparación con su exposición al riesgo cuando éste espere un valor negativo de $r_{m,t-1}$. La forma del modelo quedará de la siguiente manera:

$$r_{p,t-1} = \rho_p b_p r_{m,t-1} + h_{mu} [r_{m,t-1}] \quad \rho_{p,t-1} \quad (7)$$

en la que $[r_{m,t-1}] = \text{Max}[0, r_{m,t-1}]$ y h_{mu} mide la capacidad de sincronización con el mercado de los gestores.

Ferson y Schadt (1996) proponen una versión condicional del modelo en el que el gestor intenta predecir $u_{m,t-1} = r_{m,t-1} - E(r_{m,t-1} | Z_t)$. En el caso de una predicción de mercado alcista, la $r_{m,t-1}$ condicional de la cartera sería: $r_{up}(Z_t) = b_{up} + B_{up} Z_t$. Y si la predicción es de mercado bajista, entonces la $r_{m,t-1}$ condicional de la cartera quedaría de la siguiente forma: $r_{down}(Z_t) = b_{down} + B_{down} z_t$. Partiendo de estas hipótesis, la versión condicional del modelo de Merton y Henriksson presentaría la siguiente forma:

$$r_{p,t-1} = \rho_p b_{down} r_{m,t-1} + B_{down} [z_t r_{m,t-1}] + h_{mc} [r_{m,t-1}] \quad (8)$$

en la que

$$[r_{m,t-1}] = [r_{m,t-1}] * I[\{r_{m,t-1} - E(r_{m,t-1} | Z_t)\} \geq 0] \quad (9)$$

$$h_{mc} = b_{up} - b_{down} \quad (10)$$

$$B_{up} - B_{down} \quad (11)$$

I es la función binaria e indica una predicción positiva de la rentabi-

lidad del mercado. La capacidad de sincronización positiva se reflejaría por medio de un valor positivo de $_{hmc} z_t$.

III. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS EMPLEADA

1. Información de los fondos analizados

La base de datos analizada en este trabajo está formada por un total de 225 fondos de inversión españoles, cuya vocación inversionista es la renta variable nacional. Hemos seleccionado todos los fondos españoles de la categoría renta variable nacional que existieron, al menos, durante dos años dentro del intervalo temporal global considerado (julio de 1994-junio de 2002). La razón de este requerimiento de dos años radica en la necesidad de considerar un mínimo periodo de modo que permita otorgar validez estadística a nuestros resultados.

De modo que podemos asegurar que nuestra base de datos se halla libre del denominado “sesgo de supervivencia”. No obstante, como indican Carhart *et al* (2000), en este tipo de estudios, además del sesgo de supervivencia, puede existir el denominado sesgo *look-ahead*, que surge cuando se exige una amplitud determinada de información de cada fondo para aplicar la metodología propuesta, como es el caso de este trabajo.

Los datos de rentabilidad empleados en este análisis son mensuales, por lo que contamos con un total de 96 observaciones. El índice de referencia, de renta variable, seleccionado en nuestro estudio es el MSCI-Spain. Todos estos datos han sido obtenidos de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), institución similar a la estadounidense SEC. En el cuadro 1 mostramos un resumen de los estadísticos descriptivos de nuestra base de datos.

Son diversas las razones que nos han llevado a analizar este mercado español de fondos de inversión. Como hemos señalado en la Introducción, una de estas razones radica en la importancia del análisis de mercados poco explorados. Otra de las razones podría buscarse en la gran importancia que presentan estos productos en España, una importancia que se ha ido acrecentando en el transcurso de los años, tal y como se observa en el cuadro 2.

CUADRO 1. *Resumen de estadísticos descriptivos*

	Número de fondos	Rent. media	Rent.MSCI- Spain	Rent. máx	Rent. min.	Desv. típica
Julio de 1994-Junio de 1995	92	0.65%	1.66%	6.44%	18.99%	0.0470
Julio de 1995-Junio de 1996	108	18.31%	36.72%	41.66%	5.18%	0.0774
Julio de 1996-Junio de 1997	112	42.56%	70.33%	70.03%	6.17%	0.1473
Julio de 1997-Junio de 1998	160	29.04%	55.60%	52.52%	1.44%	0.1189
Julio de 1998-Junio de 1999	198	0.94%	2.56%	13.93%	18.57%	0.0466
Julio de 1999-Junio de 2000	225	6.32%	13.09%	48.96%	23.55%	0.0770
Julio de 2000-Junio de 2001	225	9.84%	9.83%	27.34%	33.61%	0.0851
Julio de 2001-Junio de 2002	222	14.98%	23.09%	11.54%	39.28%	0.0849

CUADRO 2. *Evolución de las principales magnitudes del mercado español de fondos de inversión*

	1995	2005
Patrimonio	73 282 mill €	242 900 mill €
Partícipes	2 943 714	8 037 698
Número de fondos	751	2 621
Patrimonio/PIB	16.7%	29%
Patrimonio <i>per capita</i>	1 869 €	5 465 €

2. Variables de información predeterminada

Este trabajo emplea las variables de información predeterminada, representativas del ciclo económico en España, que han sido señaladas por la bibliografía económica preliminar como las más potentes en la predicción de rentabilidades y riesgos variables en el tiempo.

Algunos de los trabajos que emplean una (o todas) estas variables en sus análisis de desempeño condicional, justificando la selección de las mismas por su poder predictivo, serían los efectuados por Ilmanen (1995), Ferson y Schadt (1996), Silva *et al* (2003) o Roy y Deb (2004). Estas variables son las siguientes: *i*) la rentabilidad retardada de las letras del tesoro a un mes anualizada; *ii*) la rentabilidad por dividendo del índice MSCI-Spain; *iii*) un *spread* temporal; *iv*) una variable ficticia (*dummy*) para el mes de enero; *v*) una medida de la riqueza relativa inversa, y *vi*) la rentabilidad real del bono.

Todas estas variables son mensuales y están rezagadas un periodo, puesto que consideramos que el gestor emplea la información más reciente que posee, que es la del periodo inmediatamente anterior.

La primera de las variables está referida a las repos de letras del tesoro españolas a 30 días. La rentabilidad por dividendo se calcula como el cociente entre los precios del MSCI-Spain en un periodo y la suma de los doce meses previos de pago de dividendo por el índice. El *spread* temporal se calcula como la diferencia entre la rentabilidad de los bonos del Estado a diez años y la rentabilidad de las letras del tesoro a tres meses.

El principal motivo que nos ha llevado a considerar una variable ficticia como uno de los instrumentos de información predeterminada no es otro que el argumento de Keim y Stambaugh (1986), quienes consideran que cualquier estudio acerca de expectativas cambiantes debe considerar la estacionalidad. Las variables de información empleadas por estos autores para predecir las rentabilidades muestran estacionalidad en enero, por lo que se produce un incremento del riesgo en torno del cambio de año. Para explorar esta posibilidad hemos recogido el efecto del cambio de año como una variable ficticia o dicotómica representativa del mes de enero, de modo que tomará el valor 1 para los meses de enero y 0 para el resto de los meses.

La riqueza relativa inversa se calcula como el cociente entre la riqueza real pasada y la riqueza real presente. Como variable representativa de la riqueza empleamos el índice bursátil, ya que, aunque los mercados bursátiles son sólo una pequeña parte de la riqueza mundial, representan el segmento más volátil y están positivamente relacionados con otros segmentos de riqueza. Empleamos, por tanto, el MSCI-Spain deflacionado por el IPC. En definitiva, esta variable es una aproximación de la aversión al riesgo, variable en el tiempo.

Por último, la rentabilidad real del bono es la diferencia entre la rentabilidad de un bono a diez años y la tasa de inflación esperada durante la restante vida del bono. La tasa de inflación es interanual. Todos estos datos han sido obtenidos de los *Boletines Estadísticos* del Banco de España así como de las series históricas de Morgan Stanley.

Antes de aplicar estas seis variables a nuestros modelos condicionales hemos realizado un análisis de los posibles problemas de multicolinealidad entre estas variables, calculando las correlaciones entre cada par de variables, tal como puede observarse en el cuadro 3.

En el cuadro 3 vemos que tres variables presentan una alta correlación entre sí; estas variables son la rentabilidad real del bono, la

CUADRO 3. *Coefficientes de correlación entre las variables de información predeterminada*

	<i>Prima de mercado</i>	<i>Rentabilidad de las letras del tesoro</i>	<i>Rentabilidad por dividendo</i>	<i>Rentabilidad real del bono</i>	<i>Riqueza real inversa</i>	<i>Variable ficticia para enero</i>	<i>Spread temporal</i>
Prima de mercado	1	0.339**	0.314**	0.310**	0.047	0.272**	0.357**
Rentabilidad de las letras del tesoro		1	0.924**	0.816**	0.031	0.204*	0.149
Rentabilidad por dividendo			1	0.935**	0.148	0.169	0.271**
Rentabilidad real del bono				1	0.11	0.132	0.416**
Riqueza real inversa					1	0.046	0.093
Variable ficticia para enero						1	0.013
Spread temporal							1

* Significación estadística a 5 por ciento.

** Significación estadística a 1 por ciento.

rentabilidad por dividendo y la rentabilidad de las letras del tesoro a un mes. Para resolver este problema elaboramos un análisis factorial, de modo que obtenemos una variable “resumen” de las tres, que será empleada en lugar de ellas. De modo que, finalmente, nuestro análisis condicional contará con cuatro variables de información predeterminada.

En el análisis factorial empleamos como método de extracción el análisis de componentes principales, y como método de rotación el varimax. Tanto el determinante de la matriz de correlaciones (0.016 0), como la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (0.629 0.5), así como la prueba de esfericidad de Bartlett (384.804**) muestran que el análisis factorial efectuado es adecuado.

CUADRO 4. *Análisis factorial: Componentes y coeficientes para el cálculo de las puntuaciones en las componentes*

	<i>Matriz de componentes Componente 1</i>	<i>Matriz de coeficientes para el cálculo de las puntuaciones en las componentes Componente 1</i>
Rentabilidad de las letras del tesoro	0.948	0.34
Rentabilidad por dividendo	0.99	0.355
Rentabilidad real del bono	0.952	0.342

Fuentes *et al* (2006) señalan que existen tres métodos para extraer los factores comunes: el análisis factorial, que intenta determinar las cargas factoriales; el método de las variables macroeconómicas, en el que el investigador, basándose sólo en su juicio, elige los factores y posteriormente estima las cargas, y el método de las características de las empresas, que es muy similar al anterior pero introduce anomalías de rentabilidades, como el efecto tamaño. Estos autores seleccionan la segunda metodología. Nuestro trabajo mezcla las dos primeras metodologías.

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. Significación estadística de la información condicional

En el cuadro 5 observamos que los coeficientes R^2 son un poco superiores en las versiones condicionales de los modelos. El β media es menor en los modelos condicionales, sin embargo, esta información es incompleta dado que no hemos considerado el nivel de significación

CUADRO 5. *Medidas de desempeño usando modelos condicionales y no condicionales*

CAPM tradicional					
p	$t(\beta_p)$	p	$t(\beta_p)$	R^2	
0.0032	1.9302	0.5956	23.7227	0.8149	
Modelo de Treynor-Mazuy tradicional					
p	$t(\beta_p)$	tmu	$t(tm_u)$	R^2	
0.0036	1.9027	0.0955	0.4694	0.8197	
Modelo de Merton-Henriksson tradicional					
p	$t(\beta_p)$	mhu	$t(m_{hu})$	R^2	
0.0040	1.6487	0.0322	0.4683	0.8194	
Modelo de Christopherson <i>et al</i>					
p	$t(\beta_p)$	p	$t(\beta_p)$	R^2	p-valor (F)
0.0044	1.4140	0.5421	14.9849	0.8608	0.0000
Modelo Treynor-Mazuy condicional					
p	$t(\beta_p)$	tmc	$t(tm_c)$	R^2	
0.0046	2.0186	0.0457	0.5911	0.8510	
Modelo de Merton-Henriksson condicional					
p	$t(\beta_p)$	mhc	$t(m_{hc})$	R^2	
0.0042	1.7112	0.0566	0.1039	0.8695	

de este parámetro. También, observamos, en general, un coeficiente de sincronización con el mercado medio positivo e inferior a partir de las versiones condicionales de los modelos respecto a las versiones tradicionales, pero de nuevo esta información no es concluyente, puesto que no hemos considerado el nivel de significación del parámetro.

La columna situada más a la derecha muestra el valor de la probabilidad de la cola derecha para la prueba F del poder explicativo marginal de la información condicional en el CAPM. A un nivel de 1%, la prueba F permite rechazar la hipótesis de que las variables adicionales no son significativas para los 225 fondos analizados. El p -valor es 0.

2. Desempeño medido a partir de

En el cuadro 6 observamos que el número de positivas y significativas aumenta, para cualquier nivel de significación estadística considerado, cuando la información condicional es introducida. También el número de negativas y significativas aumenta excepto en el modelo de Christopherson *et al.* Sin embargo, el número de negativas, en todos y cada uno de los modelos, es muy superior al de las positivas, lo cual es común a los resultados mostrados por las pruebas empíricas, que siempre manifiestan la existencia de un desempeño pobre por parte de los gestores.

Por tanto, centrándonos en el modelo CAPM y en la versión condicional del mismo (modelo de Christopherson *et al.*), observamos una mejora en el desempeño. Por tanto podemos asegurar que el desempeño global aumenta al introducir la información condicional, es decir, los gestores españoles de fondos de inversión consiguen una mejora en sus resultados cuando incorporan información privada a sus labores de gestión. A pesar de ello, su gestión aún es notoriamente mejorable, puesto que continúan predominando los resultados negativos.⁴

Sin embargo, si nos centramos en cualquiera de los modelos de sincronización con los mercados, observamos que el desempeño empeora

⁴ Sería muy estricto e injusto afirmar que los gestores españoles obtienen resultados perversos, puesto que hay que tener en cuenta que trabajamos con datos de rentabilidad netos de gastos y comisiones. Además evaluamos una categoría concreta de fondos y un periodo también determinado; quizá los resultados serían diferentes si nos centráramos en otra categoría de fondos o en otro periodo de análisis.

CUADRO 6. *Distribución de los t-estadísticos para el parámetro*

	CAPM tradicional	Modelo de Christopherson et al		
0	16	36		
0 y significativa (1%)	0	0		
0 y significativa (5%)	1	2		
0 y significativa (10%)	2	3		
0	209	189		
0 y significativa (1%)	66	43		
0 y significativa (5%)	115	75		
0 y significativa (10%)	141	96		
	Modelo T-M tradicional	Modelo T-M condicional	Modelo M-H tradicional	Modelo M-H condicional
0	19	24	23	33
0 y significativa (1%)	0	0	0	0
0 y significativa (5%)	1	0	0	3
0 y significativa (10%)	2	2	0	3
0	206	201	202	192
0 y significativa (1%)	64	86	49	58
0 y significativa (5%)	115	130	95	97
0 y significativa (10%)	143	144	113	123

ra al introducir la información condicional. Hay que tener presente que, en estos modelos, el parámetro α mide la capacidad del gestor para seleccionar adecuadamente los valores (*stock-picking*) y no el desempeño global. Por lo que estos resultados nos demuestran que la capacidad de selección de los gestores españoles empeora al incorporar información privada en sus labores de gestión. En cualquier caso, no es posible hablar de este tipo de capacidad en el caso analizado.

En el cuadro 7 mostramos el número de fondos que mantienen un parámetro α significativo, el número de fondos cuyo parámetro α deja de ser significativo y el número de fondos cuyo parámetro α pasa a ser significativo cuando incorporamos información condicional. Este análisis lo hacemos para todos los modelos analizados en este trabajo y centrándonos, exclusivamente, en un nivel de significación de 10 por ciento.⁵ Destaca la gran disminución de α negativas

⁵ Tan sólo trabajamos con este nivel de significación para no prolongar demasiado este análisis y porque en este nivel de significación se recogen los resultados obtenidos para un nivel de 1 y 5%. No obstante, solicítese mayor información a los autores.

CUADRO 7. Aumentos, disminuciones y mantenimientos en el número de fondos con parámetros significativo (10%) al pasar de un modelo tradicional a condicional

		Aumentos	Disminuciones	Mantenimientos
positivas	CAPM-Christopherson <i>et al</i>	2	1	1
	TM-TM condicional	1	1	1
	MH-MH condicional	3	0	0
	Total	6	2	2
negativas	CAPM-Christopherson <i>et al</i>	6	51	90
	TM-TM condicional	9	8	135
	MH-MH condicional	23	13	100
	Total	38	72	325

y significativas al introducir la información condicional en el CAPM, por lo que corroboramos la mejora en el desempeño global como consecuencia del manejo de información privada por el gestor.

En el modelo de Treynor y Mazuy apenas se detectan cambios al introducir la información condicional, pero si hubiéramos considerado otro nivel de significación el efecto sería más notorio. A partir del modelo de Merton y Henriksson destaca un aumento importante de negativas y significativas al introducir la información condicional, por lo que podemos corroborar el empeoramiento de la capacidad de selección del gestor al incorporar información privada.

3. Sincronización: Resultados obtenidos a partir del modelo de Treynor-Mazuy

En el cuadro 8 observamos que existe una gran carencia de significación estadística del parámetro β . En la versión tradicional del modelo, la mayoría de los coeficientes de sincronización son positivos, sin embargo, no podemos establecer conclusiones dada la escasa significación de los parámetros.

Un coeficiente negativo de sincronización con el mercado surge cuando el gestor se expone más al mercado y las rentabilidades caen. En estas circunstancias resultaría adecuado suscribir opciones o realizar otras estrategias con derivados que permitiesen al gestor cubrirse de riesgo.

A partir del cuadro 9 observamos que 13 fondos pierden signifi-

CUADRO 8. Distribución de los t-estadísticos para el coeficiente de sincronización con el mercado

	<i>Modelo T-M tradicional</i>	<i>Modelo T-M condicional</i>	<i>Modelo M-H tradicional</i>	<i>Modelo M-H condicional</i>
0	145	142	141	119
0 y significativa (1%)	7	5	4	6
0 y significativa (5%)	23	16	21	18
0 y significativa (10%)	36	26	49	26
0	80	83	84	106
0 y significativa (1%)	2	2	1	7
0 y significativa (5%)	6	5	7	14
0 y significativa (10%)	9	11	11	21

CUADRO 9. Aumentos, disminuciones y mantenimientos en el número de fondos con coeficientes de sincronización significativo (10%) al pasar de un modelo tradicional a condicional

		<i>Aumentos</i>	<i>Disminuciones</i>	<i>Mantenimientos</i>
positivas	TM-TM condicional	3	13	23
	MH-MH condicional	6	29	20
	Total	9	42	43
negativas	TM-TM condicional	5	3	6
	MH-MH condicional	12	2	9
	Total	17	5	15

cación en su parámetro positivo al incorporar información condicional, por lo que pierden capacidad para sincronizarse con el mercado. Como lo hemos comentado líneas arriba, también en este cuadro, observamos la gran carencia de significación estadística del parámetro

4. Sincronización: Resultados obtenidos a partir del modelo de Merton-Henriksson

En el cuadro 8 de nuevo observamos un predominio de coeficientes de sincronización positivos, sobre todo a partir de la versión tradicional del modelo, pero de nuevo existe una gran carencia de significación estadística.

Centrándonos en el cuadro 9 observamos resultados muy similares al modelo anterior; de nuevo se produce una disminución impor-

tante de fondos con un coeficiente de sincronización positivo y significativo al introducir la información condicional, por lo que podemos confirmar que el uso de información privada por parte del gestor tiene un efecto perverso en su capacidad para anticiparse al mercado. No obstante, hay que tomar con cautela esta conclusión, dada la escasa significación de los parámetros en este caso.

CONCLUSIONES

Los gestores españoles de fondos de inversión de renta variable nacional obtienen resultados de desempeño global negativos, aunque éstos mejoran considerablemente cuando los gestores manejan información privada, superior a la accesible para el mercado. De modo que es posible corroborar la creación de valor por parte de los gestores españoles. Además, la obtención de coeficientes R^2 superiores a partir de las versiones condicionales de los modelos junto con el aumento, en general, de parámetros significativos nos lleva a abogar por la incorporación de información condicional en la evaluación del desempeño.

Las medidas de sincronización con el mercado tradicional sugieren que, en promedio, los fondos están más expuestos al mercado cuando las rentabilidades esperadas son altas. Esto es interpretado como capacidad de sincronización (mayor número de coeficientes de sincronización positivos que negativos). Las versiones condicionales de los modelos de sincronización de Treynor y Mazuy y de Merton y Henriksson muestran resultados un poco peores. Sin embargo, no es posible establecer afirmaciones concluyentes dada la carencia de significación de estos resultados, carencia comúnmente hallada por la bibliografía financiera.

El otro componente del desempeño global —aparte de la capacidad de sincronización con el mercado— se refiere a la capacidad del gestor para seleccionar valores (*stock-picking*) adecuadamente. Comprobamos que los gestores españoles no poseen esa capacidad, e incluso ésta se reduce cuando los gestores manejan información superior. De nuevo nos alineamos con la bibliografía financiera al encontrar una correlación negativa entre ambos componentes del desempeño global.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Carhart, M. M., J. N. Carpenter, A. Lynch y D. K. Musto (2000), "Mutual Fund Survivorship", New York University Working Paper.
- Chan, K. C., y N. F. Chen (1988), "An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk", *Journal of Finance*, 43, pp. 309-325.
- Christensen, M. (2005), "Danish Mutual Fund Performance —Selectivity, Market Timing and Persistence", Working Paper F-2005-01.
- Christopherson, J. A., W. E. Ferson y D.A. Glassman (1998), "Conditioning Manager Alpha on Economic Information: Another Look at the Persistence of Performance", *Review of Financial Studies*, 11, pp. 111-142.
- Cochrane, J. (1996), "A Cross-Sectional Test of a Production-Based Asset Pricing Model", *Journal of Political Economy* 104(3), pp. 572-621.
- Cortez, M. (2001), "Conditional Models and Performance Persistence in Portfolio Performance Evaluation", Seminários de Finanças-Centro de Estudos Macroeconómicos e de previsao (CEMPRE)-Faculdade de economia do Porto, Portugal.
- Ferson, W. E. (2003), "Tests of Multifactor Pricing Models, Volatility Bounds and Portfolio Performance", NBER Working Paper núm. w9441.
- , y R. W. Schadt (1996), "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *The Journal of Finance*, 51(2), páginas 425-461.
- , y C. R. Harvey (1999), "Conditioning Variables and the Cross-Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 54(4), pp. 1325-1360.
- Fuentes, R., J. Gregoire y S. Zurita (2006), "Factores macroeconómicos en rendimientos accionarios chilenos", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXXIII (1), núm. 289, enero-marzo, pp. 125-138.
- Glassman, D. A., y L. A. Riddick (2003), "Market Timing by Global Fund Managers", Working Paper SSRN.
- Hallahan, T. A., y R.W. Faff (2001), "Induced Persistence or Reversals in Fund Performance?: The Effect of Survivor Bias", *Applied Financial Economics*, 11, pp. 119-126.
- Harvey, C. R. (2001), "The Specification of Conditional Expectations", *Journal of Empirical Finance*, 8(5), pp. 573-637.
- Henriksson, R. D. (1984), "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation", *Journal of Business*, 57, pp. 73-96.
- Ilmanen, A. (1995), "Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets", *The Journal of Finance (June)*, 50(2), pp. 481-506.
- Jagannathan, R., y Z. Wang (1996), "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Finance*, 51, pp. 3-53.
- Jensen, M. C. (1968), "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance*, 23, pp. 389-416.

- Jiang, G. J., T. Yao y T. Yu (2005), "Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings", AFA 2005 Philadelphia Meetings Paper.
- Kat, H. M., y J. Miffre (2003), "Performance Evaluation and Conditioning Information: The Case of Hedge Funds", EFA 2003 Annual Conference Paper núm. 159.
- Keim, D. B., y R. F. Stambaugh (1986), "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets", *Journal of Financial Economics*, 17(2), pp. 357-390.
- Knigge, A., E. Nowak y D. Schmidt (2004), "On the Performance of Private Equity Investments: Does Market Timing Matter?", CEPRES Working Paper.
- Kon, S. J. (1983), "The Market Timing Performance of Mutual Fund Managers", *Journal of Business*, 56(3), pp. 323-347.
- Merton, R. C., y R. D. Henriksson (1981), "On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills", *Journal of Business*, 54, pp. 513-534.
- Nielsen, L. T., y M. Vassalou (2004), "Sharpe Ratio and Alphas in Continuous Time", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(1), marzo.
- 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.
- Ribeiro, M., D. A. Paxson y M. J. Rocha (1999), "Persistence in Portuguese Mutual Fund Performance", *The European Journal of Finance*, 5, páginas 342-365.
- 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.
- Silva, F., M. Cortez y M. Rocha (2003), "Conditioning Information and European Bond Fund Performance", *European Financial Management*, 9(2), pp. 201-230.
- Treynor, J., y K. Mazuy (1966), "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review*, 44, pp. 131-136.
- Wang, K. Q. (2004), "Conditioning Information, Out-of Sample Validation, and the Cross-Section of Stock Returns", EFA 2004 Maastrich Meetings, Paper núm. 3184.