

DESEMPEÑO Y RANKING DE LOS FONDOS MUTUOS DE RENTA VARIABLE EN CHILE DESDE 1992 A 1995*

FRANCO PARISI F.

Universidad de Chile

ANTONINO PARISI F.

ILADES-Loyola College

Abstract

In developed economies, Mutual Funds (MFs) show a poor return performance compared to simple investment strategies. The majority of the empirical evidence regarding the performance of MFs has been obtained using traditional time-invariant estimators. In this research, however, we validate the international evidence in the Chilean MF industry, using both the traditional method and the time-varying method. The time-varying method allows us to obtain time-varying coefficients, yielding robust performance results of the MFs and simple investment techniques. The conclusions of the poor return performance in the Chilean MFs industry can be considered robust due to the method used, in spite of the short time period studied. Also, the results suggest that the capital market regulatory agency could give small investors more information about the MF return performance, including measurements that consider both the return and risk.

I. Introducción

El desarrollo del mercado de capitales conlleva la aparición de diferentes agentes que invierten fondos de terceros cobrando una comisión por los gastos

* Los autores agradecen los comentarios de: Antonino Parisi S., Felipe Zurita L., a los participantes del seminario del programa MBA Ilades-Loyola College y a los árbitros anónimos de la Revista de Analisis Económico. Los errores que aún subsistan son responsabilidad de los autores.

administrativos incurridos en esta función, pero prometiéndolo implícitamente un retorno ajustado por riesgo competitivo para sus clientes. Dicha promesa ha sido difícil de cumplir en la industria de Fondos Mutuos (FMs) en casi todas las economías desarrolladas, cuestión que se trata de probar en este artículo, pero para el caso de una economía en vías de desarrollo como la chilena.

En mercados de capitales más desarrollados que el chileno se han realizado diferentes estudios orientados a jerarquizar el desempeño de los FMs en función de su rentabilidad y riesgo. Entre éstos podemos destacar Friend y Vickers (1965); Sharpe (1966); Treynor (1965); Farrar (1962); Friend, Blume y Crockett (1970); Jensen (1968); Mains (1977); Henriksson (1984); y Grinblatt y Titman (1989). Estos autores concluyen que los FMs entregan un desempeño inferior en relación a alternativas de inversión simple, donde estas comparaciones son realizadas en un contexto de riesgo-rentabilidad. Lo anterior obliga a los pequeños inversionistas a jerarquizar los FMs en función de su desempeño, a partir de parámetros objetivos que sean capaces de incorporar conceptos de riesgo y retorno.

El objetivo de esta investigación es entregar las bases teóricas y empíricas de las diferentes medidas de desempeño en la industria de FMs de renta variable hñena bajo dos perspectivas. La primera busca identificar la capacidad de la industria de FMs de renta variable de generar retornos por sobre lo normal. La segunda entrega diferentes criterios para jerarquizar a los participantes de esta industria en función de parámetros objetivos, tales como el retorno o premio por riesgo ponderados por riesgo total, riesgo diversificable y riesgo no-diversificable.¹ Este artículo está estructurado en cuatro secciones. En la primera se describen los modelos y aplicaciones empíricas para jerarquizar el desempeño de los FMs de renta variable en el mercado estadounidense, que constituyen las bases de nuestro análisis y fundamento de nuestra hipótesis. Luego, se entrega la metodología *time-series* utilizada para el caso en estudio, la cual permite superar las deficiencias encontradas en otros estudios. En la tercera parte se entregan los resultados logrados en torno al desempeño de los FMs chilenos en comparación con estrategias e inversión simples utilizadas por inversionistas no-sofisticados. Finalmente, en las conclusiones se destacan las principales implicancias regulatorias y otras relacionadas con la industria de los FMs de renta variable en Chile, en torno a la jerarquización lograda y su relevancia como alternativa de inversión para pequeños inversionistas.

I. Desempeño de los FMs Estadounidenses

En esta sección presentamos los modelos utilizados por diferentes autores al momento de estudiar el desempeño de la industria de FMs en una economía desarrollada como es la de EE.UU. En efecto, Friend, Blume y Crockett (1970); Villiamson (1972); McDonald (1974); y Crenshaw (1977) concluyen que los FMs estadounidenses han entregado un pobre resultado a la hora de obtener retornos por sobre aquéllos logrados a partir de portafolios contruidos por inversionistas no-sofisticados. Cabe señalar que los modelos empleados por estos autores con-

sideran los retornos de los FMs ajustados por diferentes *proxies* de riesgo, los que permiten cumplir con los dos objetivos de este artículo, siendo éstos: verificar la conveniencia de invertir en FMs chilenos por sobre retornos normales y jerarquizar los FMs para ayudar en la toma de decisión a los pequeños inversionistas.

El primer modelo para el estudio de la industria de FMs estadounidenses fue sugerido por Sharpe (1966), quien construye una medida que divide el premio por riesgo del FM_j por su desviación estándar. El nombre dado a esta medida es el de razón premio-volatilidad, siendo su formulación la siguiente:

$$Y_j = \frac{R_{j,t} - R_{f,t}}{\sigma_j} \quad (1)$$

donde $R_{j,t}$ es el retorno del FM_j; $R_{f,t}$ es la tasa libre de riesgo; σ_j es la desviación estándar del período para el retorno del FM_j; y t indica el instante del tiempo o momento del tiempo. Este ratio tiene por objeto jerarquizar los FMs en función de su premio por riesgo, es decir, el retorno logrado por sobre la tasa libre de riesgo, pero condicionado al nivel de riesgo total enfrentado por el inversionista, medido por la desviación estándar. En su investigación, Sharpe (1966) estableció que la mayoría de los FMs estadounidenses presentan un bajo índice al compararlo con portafolios aleatorios, donde el premio por riesgo de éste también fue ponderado por su riesgo total.²

Sharpe (1966) también estudió la capacidad de los FMs de lograr desempeños superiores a los alcanzados por la estrategia de inversión ingenua. La metodología sugerida por este autor se basa en comparar los resultados del FM_j y la que hubiera logrado un inversionista a partir del portafolio de mercado y la tasa libre de riesgo, ajustado por el nivel de riesgo total del FM_j, donde la separación de los fondos se entiende como una estrategia de inversión ingenua, como se muestra en la siguiente ecuación:

$$R_{j,t} = R_f + (R_M - R_f) \left(\frac{\sigma_j}{\sigma_M} \right) \quad (2)$$

donde $R_{j,t}$ es la tasa de retorno del portafolio ingenuo; R_f es la tasa libre de riesgo; R_M es la tasa de retorno del mercado; σ_j es la desviación estándar del FM_j; y σ_M es la desviación estándar del mercado.

El modelo de la ecuación (2) se basa en la hipótesis de que los clientes del FM no son eficientes al momento de diversificar, por lo cual la desviación estándar es la medida de riesgo relevante para ellos, en vez de otras medidas que se discuten más adelante. Utilizando $R_{j,t}$ y el retorno del FM_j se logra la diferencia para cada fondo, llamada índice ingenuo. Luego, los FMs se jerarquizan de acuerdo a su diferencia con respecto al FM en función de la diferencia negativa mayor. Sharpe (1966) utilizando esta técnica, para la misma muestra anterior, logró resultados que no alteraron las conclusiones previas acerca de la pobre efectividad de los FMs en lograr retornos por sobre otras alternativas para inversionistas no-sofisticados.

Otro índice muy utilizado al momento de jerarquizar desempeños de FMs es sugerido por Treynor (1965), el cual es similar al índice de Sharpe pero considerando que los inversionistas pueden destinar parte de su riqueza al FM_j y el resto a otros activos, lo que permite al inversionista diversificar su portafolio. Por siguiente, el divisor relevante en la ecuación (1) pasa a ser el β_j^3 del FM_j , vez de la desviación estándar de éste, como lo indica la siguiente ecuación:

$$T_j = \frac{R_{jt} - R_{ft}}{\beta_j} \quad (3)$$

Este índice señala el premio por riesgo por unidades de riesgo sistemático del FM_j , en vez de por unidades de riesgo total como en el caso del índice de Sharpe. El modelo es más acertado que el anterior en la medida que los individuos sean capaces de diversificar eficientemente.

Jensen (1968) propone otro indicador, que tiene por objeto identificar la calidad de los FMs de generar retornos por sobre el sugerido por la estrategia de inversión en dos fondos. Para ello el autor utiliza la siguiente ecuación:

$$\alpha_{jt} = (R_{jt} - R_{ft}) - \beta_j (R_{mt} - R_{ft}) \quad (4)$$

de α_{jt} es la medida del retorno por sobre lo sugerido por el CAPM. R_{jt} es el retorno anual del FM_j ; R_{ft} es la tasa libre de riesgo; R_{mt} es el retorno del mercado y β_j es la medida del riesgo sistemático del retorno del FM_j ; todos ellos usados en el momento t .

Jensen (1968) aplicó su modelo a 115 FMs estadounidenses, utilizando datos anuales, donde los resultados indican que el promedio anual de α fue negativo mostrando un valor de -1.1 por ciento, una vez ajustado por costos de investigación, comisiones del FM y comisiones de corredoras de la bolsa de comercio.⁴ Jensen (1968) corrigió por gastos brutos⁵, con lo cual el retorno anormal medio fue de -0.4 por ciento, concluyendo que los 115 FMs, en promedio, son incapaces de identificar activos subvaluados con el fin de generar retornos sobre estrategias de inversión simples para sus clientes. Es más, Jensen (1968) usó una estrategia de inversión aleatoria, en la cual eligió un portafolio de acciones al azar para compararlo con los resultados logrados por las firmas en la industria, ambos corregidos por riesgo, concluyendo que ninguno de los FMs de la industria logró mejores resultados que la estrategia aleatoria. Sin embargo, Jensen (1968) demuestra que los FMs efectivamente cumplen con entregar el servicio de diversificación, el cual es demandado por los inversionistas no-sofisticados.

Mains (1977) criticó el trabajo de Jensen (1968) en dos áreas. La primera, en los retornos de los FMs fueron subestimados ya que se supuso que los dividendos se reinvertían al final de cada año y no al final de cada trimestre, cuando recibidos, y los costos fueron sumados al principio del año y no conforme se rían en ellos. La segunda, en que los betas estimados por Jensen (1968) son

estacionarios a lo largo del período, con lo cual los betas estimados por este autor eran más altos que los logrados por Mains (1977). Este último autor utilizó datos mensuales con el fin de reestimar el modelo de Jensen (1968), para una muestra de 70 FMs para el período comprendido entre 1973 y 1975. Mains (1977) reporta que en términos de ganancia bruta, los FMs entregaron un resultado positivo en un 80 por ciento de la muestra. Esto indica que los FMs son capaces de generar un retorno que cubre los gastos de operación. Sin embargo, al considerar el retorno neto de un FM con respecto al de un portafolio ingenuo, ambos del mismo nivel de riesgo sistemático, la diferencia fue mínima, lo que validaría los resultados de los autores comentados previamente. Asimismo, Henriksson (1984); y Chang y Lewellen (1984) encontraron que los FMs estadounidenses durante los setenta logran un retorno neto para sus clientes que se encontraba en la línea del mercado de capitales definida por el modelo de Sharpe-Lintner, es decir, que su desempeño fue igual al retorno logrado por un portafolio construido a partir de la estrategia de inversión ingenua.

Malkiel (1995) estudió la industria estadounidense de los FMs entre los años de 1971 y 1992, corrigiendo la muestra por sesgo de selectividad.⁶ Este autor calculó el indicador α del modelo de Jensen (1968) descrito anteriormente, entregando un valor de -0.06 por ciento, el cual no es significativo en términos estadísticos a los niveles convencionales. Adicionalmente, el autor empleó el modelo de Regresiones Aparentemente no-Relacionadas, SUR, para testear la hipótesis de que todos los α eran al unísono iguales a cero. Esta última técnica arrojó resultados que rechazan la hipótesis nula, indicando que los retornos ajustados por riesgo de algunos FMs entregan un desempeño similar a la estrategia ingenua, aun cuando 23 firmas arrojaron un α positivo y 26 un α negativo.

Uno de los problemas señalados por Malkiel (1995) en el cálculo del indicador α dice relación con el modelo de CAPM, basado en el estudio de Fama y French (1992), quienes no encontraron una relación de largo plazo entre el retorno de acciones comunes y el beta, para un amplio número de firmas. Para probar esto, Malkiel (1995) estudió la estabilidad del coeficiente de mercado por medio de la correlación entre los betas de cada firma para dos períodos de su muestra, encontrando estabilidad. El autor también aplicó el modelo de estabilidad de los betas propuesto por Fama y MacBeth (1973), donde los resultados fueron concordantes con los anteriores.⁷

Otra medida muy utilizada para jerarquizar el desempeño de los FMs es la razón de apreciación, obtenida a partir del ratio de Jensen. Este modelo parte del cálculo del retorno anormal del FM, definiendo por α_{jt} , pero dividido por el riesgo diversificable de éste, como lo muestra la siguiente ecuación:

$$A_j = \frac{\alpha_j}{\sigma(e_j)} \quad (5)$$

Este índice divide el retorno anormal, α_j , del FM_j por las unidades de riesgo diversificable, $\sigma(e_j)$, del FM_j . Donde la varianza total del retorno del FM_j es igual a:

$$\sigma_j^2 = \beta_j^2 \sigma_m^2 + \sigma^2(\epsilon_j), \quad (6)$$

β_j es el beta del retorno del FM_j; σ_m^2 es la varianza del mercado; y $\sigma^2(\epsilon_j)$ es la varianza del riesgo no-sistemático o diversificable del retorno del FM_j. A partir de este ratio, diferentes autores concluyen que los FMs presentan un pobre desempeño en relación a portafolios aleatorios, ambos ajustados por riesgo.

Otra forma de jerarquizar los FMs de renta variable es en función de su habilidad para cambiar sus portafolios de más sensibles a menos sensibles con respecto al portafolio de mercado. El objetivo de esta jerarquización es entregar información a los pequeños inversionistas con respecto a la habilidad de los FMs para adelantarse a la evolución del mercado de capitales. Treynor y Mazuy (1966) fueron los primeros en proponer un modelo que cuantifica este efecto, agregando el factor premio por riesgo de mercado al cuadrado en el modelo de mercado o CAPM, como lo muestra la siguiente ecuación:

$$r_j - r_f = \alpha_j + \beta_{j1}(r_m - r_f) + \beta_{j2}(r_m - r_f)^2, \quad (7)$$

donde r_f es el retorno del FM_j; en tanto que α_j , β_{j1} , y β_{j2} son determinados por medio del procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios. r_m es el retorno del portafolio de mercado; y r_f es el retorno libre de riesgo. Según los autores, cuando β_{j2} es mayor que cero y significativo en términos estadísticos, entonces FM_j evidencia la habilidad de *timing*, ya que el último elemento hace que la recía entre el premio por riesgo del retorno del FM_j y el retorno del portafolio de mercado sea más pronunciada.

Henriksson y Merton (1981) sugieren que el beta, β_j , del FM_j sólo puede tomar dos valores: uno alto, si se espera que el mercado esté en alza, y uno bajo, cuando existan expectativas de un pobre resultado para el portafolio de mercado. Bajo estas características, estos autores proponen el siguiente modelo:

$$r_j - r_f = \alpha_j + \beta_{j1}(r_m - r_f) + \beta_{j2}(r_m - r_f) * D, \quad (8)$$

donde D es una variable *dummy* que toma el valor de uno cuando $r_m \geq r_f$ y cero de otra forma, con lo cual, el beta del portafolio es β_{j1} , cuando el mercado está en alza, y $\beta_{j1} + \beta_{j2}$, cuando el mercado está en baja. En el evento de que β_{j2} sea positivo, se dice que el FM_j presenta la característica de *timing*. Henriksson (1984) calculó este modelo para 116 FMs estadounidenses para el periodo entre 1968 y 1980, concluyendo que, en promedio, β_{j2} era negativo e igual a -0.07. Este valor no es significativo en términos estadísticos a los niveles convencionales, es decir, la evidencia indicaría la ausencia de la habilidad de *timing* en la industria de FMs estadounidenses. Sin embargo, el resultado anterior era esperado por el autor, argumentando que dado el alto retorno de imitar una estrategia de *timing* exitosa por parte de otros agentes, incurriendo sólo en los costos de monitoreo del líder,

hace que los FMs que poseen esta habilidad la escondan por medio de comisiones especiales u otros cargos adicionales.

A partir de la evidencia internacional, se puede concluir que la industria de FMs no ha sido capaz de entregar retornos competitivos en relación a estrategias de inversión simple, como son la de portafolios aleatorios e ingenuos, siendo estas últimas las más empleadas por inversionistas no-sofisticados. En función de dicha evidencia internacional se plantea la hipótesis de que la industria de FMs en Chile debería presentar un comportamiento similar, es decir, un pobre retorno en comparación con estrategias de inversión simples. Sin embargo, dadas las características del mercado de capitales chilenos, en lo relativo a problemas de liquidez, alta concentración de activos en comparación a las actividades económicas, varianza excesiva y preponderancia de los inversionistas institucionales, sería posible para los FMs identificar activos subvaluados en forma sistemática, lo que redundaría en un retorno más que competitivo para los clientes de éstos, lo que se determinará en nuestro artículo.

Además, la metodología empleada en nuestro artículo permite lograr parámetros *time-varying*, con lo cual se tendrán resultados consistentes y conclusivos, ya que esta metodología permite solucionar gran parte de las críticas que pesan sobre los modelos utilizados por otros autores al momento de estudiar la capacidad de los FMs de generar retornos por sobre lo sugerido por el CAPM. La metodología y modelos se discuten en la siguiente sección.

III. Metodología

En esta sección se presenta la metodología a utilizar para construir los modelos de desempeño de los FMs. En particular se usarán las diferentes medidas descritas anteriormente, pero modificadas por medio de técnicas que permitan lograr estimadores de riesgo total y sistemático *time-varying*, eliminando las críticas que pesan sobre dichas medidas de desempeño.

En efecto, para emplear la medida de Sharpe se calculará la varianza condicionada de los retornos de los FMs, la cual será *time-varying*. El modelo básico a utilizar se fundamenta en el modelo GARCH(1,1)⁸ propuesto por Bollerslev (1986), el cual permite calcular la varianza del FM en el momento observado, eliminando la estacionalidad de la varianza. A continuación se presenta el modelo:

$$y_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j2} \sum_i x_{it} + \epsilon_{jt} \quad (9)$$

$$\epsilon_{jt} / \Psi_{j,t-1} \sim N(0, h_{jt}) \quad (10)$$

$$h_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 h_{j,t-1} + \alpha_2 \epsilon_{j,t-1}^2 \quad (11)$$

La ecuación (9) es llamada media condicionada y en ésta se especifica la función de retorno. La ecuación (10) indica que los errores se distribuyen de acuerdo a una normal, con media cero y varianza h_t , la cual es no estacionaria, como lo indica su subíndice t . La ecuación (11), llamada varianza condicionada, modela el comportamiento de la varianza de los errores de la ecuación (9).

Además se determinará la covarianza condicional entre el retorno del FM $_j$ y el retorno del portafolio de mercado utilizando el modelo GARCH(1,1)-bivariado, con el fin de aplicar la medida de desempeño sugerida por Jensen (1968), por medio de la estimación del beta teórico. La formulación de los errores, de la varianza del retorno del mercado y del FM $_j$, y de la matriz de varianzas y covarianzas es:

$$\varepsilon_{j,t} / \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (12)$$

$$h_{j,t} = a_0 + a_1 h_{j,t-1} + a_2 \varepsilon_{j,t-1}^2 \quad (13)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1,t} & h_{2,t} \\ h_{2,t} & h_{2,t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

Ambas modificaciones, el uso de los modelos GARCH(1,1) y GARCH(1,1)-bivariado,⁹ permiten ganar precisión en la estimación y eliminar las deficiencias comentadas por Main (1977) sobre el modelo de Jensen (1968). El proceso de estimación será no-lineal, donde los estimadores se obtienen a partir del proceso de iteración propuesto por Berndt, Hall, Hall y Hausman (1974).

Con el propósito de determinar si los datos a utilizar son estacionarios se aplicará el test Dickey-Fuller aumentado (ADF, 1981) considerando un modelo AR(1), una constante y un *time trend*:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma * y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\phi_j = - \sum_{k=j+1}^p \gamma_k \quad (16)$$

en que

$$\gamma^* = \left(\sum_{i=1}^p \gamma_i \right) - 1 \quad (17)$$

La ventaja de esta formulación consiste en que puede ser acomodada para procesos autorregresivos de promedios móviles de mayor orden. En la Tabla 1 se entregan los resultados en relación al test ADF, los cuales indican que los datos que serán utilizados en este artículo son estacionarios a los niveles de significancia convencionales.

TABLA 1
TEST ADF

Variable	test (lag=1)	test (lag=0)
FM 1	-14.990	-7.474
FM 2	-17.352	-9.292
FM 3	-15.699	-7.489
FM 4	-16.110	-8.194
FM 5	-17.139	-8.277
FM 6	-11.496	-6.330
Tasa libre de riesgo	-7.620	-6.153
IGPA	-20.327	-6.406

Los datos a utilizar son las cuotas¹⁰ mensuales de los diferentes FMs de renta variable que han operado continuamente en el mercado chileno desde enero de 1992 a diciembre de 1995, proporcionada¹¹ por la Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. La tasa libre de riesgo se obtuvo a partir de la reportada por el sistema bancario chileno para depósitos a plazo, contenida en los informes del Banco Central de Chile. La selección de la tasa libre de riesgo se fundamenta en que ésta es la tasa relevante para los inversionistas no-sofisticados.

IV. Resultados

En esta sección se entregan los principales resultados en relación a la hipótesis en estudio. Como se señaló anteriormente, la validación de la hipótesis depende de la evidencia de que los FMs chilenos entregan a sus clientes retornos por sobre lo sugerido por estrategias de inversión no-sofisticadas. Para ello, se emplearon diferentes medidas que permiten determinar si efectivamente la industria de FMs de renta variable chilena logró dicho propósito entre los años 1992 y 1995.

El primer test utilizado para medir la capacidad de los FMs chilenos de generar retornos por sobre lo normal para sus clientes se logró a partir del modelo SUR.¹² Este modelo parte del supuesto de que el retorno del portafolio del FM se comporta como:

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + \beta_j(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}, \quad (18)$$

donde R_{jt} es el retorno del FM_j en el período t ; R_{ft} es el retorno del activo libre de riesgo; R_{mt} es el retorno del mercado en el momento t ; y β_j es el beta del activo.

El uso de esta técnica se sustenta en el hecho de que cuando el premio por riesgo del FM_j difiere de su premio por riesgo teórico, es un dato importante que es incorporado en la estimación del premio por riesgo teórico del FM_j, a lo menos para algunos tes. Dicha información es incorporada en el proceso de estimación de los coeficientes arrojados por la regresión. Así por ejemplo, si la ecuación calculada es:

$$Y_m = X_m B_m + \varepsilon_m \quad (19)$$

con $m=1, \dots, M$; donde la matriz de errores es:

$$\varepsilon_m = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_M']', \quad (20)$$

donde Y_m es el vector de retornos de los FMs; X_m es la matriz de variables explicativas; B_m es la matriz de coeficientes; y ε_m es el vector de errores que tiene una esperanza igual a cero y varianza igual a V . Para efectos de la estimación se supone que un total de T observaciones se usan en el cálculo de las M ecuaciones.

El modelo SUR aplicado a los FMs chilenos arroja resultados que indican que no todos los *alfas* son significativamente diferentes de cero, a los niveles convencionales. El número de FMs con *alfas* positivos es tan sólo de dos, siendo éstos los FMs 4 y 5, siendo el resto negativos, como se observa en la Tabla 2. También se calculó el modelo SUR restringiendo a que el *alfa* sea el mismo para todo los FMs en la muestra, donde el *alfa* logrado fue -0.3 por ciento, pero no significativo en términos estadísticos a los niveles convencionales. Por último, se calculó nuevamente el modelo en cuestión restringiendo a que todos los *alfas* sean al unsono iguales a cero, arrojando como conclusión que la industria chilena de FMs no es capaz de generar retornos anormales en forma conjunta.¹³ Estos resultados son similares a los de Malkiel (1995) y a los de otros autores en lo referente a que algunos de los FMs estudiados por dichos autores entregaban *alfas* significativamente diferentes de cero por medio del modelo SUR.

Por su parte, la capacidad de *timing* de los FMs chilenos fue concordante con la experimentada por sus similares estadounidenses. En efecto, tanto el modelo de Treynor y Mazuy (1966) como el de Henriksson y Merton (1981), para el caso chileno, arrojaron resultados que indican que el rango de β_2 es negativo y no

TABLA 2
MODELO SUR PARA LOS FMs CHILENOS

FM	α_j no restringido	β_j no restringido	α_j restringido	β_j restringido
FM 1	-0.004 (0.69)	0.710 (6.48)*	-0.003 (0.61)	0.707 (6.45)*
FM 2	-0.003 (0.57)	0.759 (6.81)*	-0.003 (0.61)	0.759 (6.81)*
FM 3	-0.003 (0.60)	0.770 (6.86)*	0.003 (0.61)	0.768 (6.85)*
FM 4	0.001 (0.17)	0.799 (6.92)*	-0.003 (0.61)	0.807 (7.00)*
FM 5	0.002 (0.38)	0.827 (7.39)*	-0.003 (0.61)	0.838 (7.47)*
FM 6	-0.001 (0.101)	0.565 (6.30)*	-0.003 (0.61)	0.570 (6.36)*

En paréntesis se entrega el test t-estadístico.

* Indica significativo al nivel de 1%.

significativo en términos estadísticos a los niveles convencionales, como se aprecia en la Tabla 3. En particular, el resultado de la industria, al considerar el retorno promedio de la muestra, entregó un β_2 igual a -0.46 y -0.34 para cada modelo respectivamente, ambos no significativos en términos estadísticos.

Al emplear el modelo GARCH(1,1) es posible construir las series mensuales de varianzas para cada uno de los retornos de los FMs y del portafolio de mercado,¹⁴ con lo cual se logra una variable no fija en relación al tiempo, como es el caso de las varianzas utilizadas en los modelos de desempeño y *ranking* de la sección III. Asimismo, gracias al modelo GARCH(1,1)-bivariante se calcularon las covarianzas entre el retorno del FM_j y el portafolio de mercado, covarianza que se utiliza para lograr el beta teórico de cada FM a partir de las varianzas del portafolio de mercado arrojadas por el modelo GARCH(1,1). Con esta metodología se trata de suplir en parte los problemas sugeridos por Mains (1977) en relación a la investigación de Jensen (1968). El procedimiento, por medio de los modelos GARCH(1,1) y GARCH(1,1)-bivariante, trata de suplir en parte dicho problema, aun cuando no se puede obtener el nivel de significancia estadística del beta. Sin embargo, este procedimiento sí cumple con la restricción de ser no-fija en relación al tiempo.

TABLA 3
TIMING EN LA INDUSTRIA DE FMS DE RENTA VARIABLE EN CHILE
ENTRE 01/92 Y 12/95

FM	β_1 , modelo 1	β_2 , modelo 2
FM 1	-0,497 (0,331)	-0,127 (0,306)
FM 2	-1,029 (0,678)	-0,209 (0,498)
FM 3	-0,442 (0,288)	-0,072 (0,170)
FM 4	0,236 (0,149)	0,115 (0,264)
FM 5	-0,655 (0,428)	-0,090 (0,212)
FM 6	-0,427 (0,348)	0,027 (0,080)
Muestra	-0,469 (0,330)	-0,059 (0,150)

En paréntesis se entrega el test t-estadístico.

Modelo 1:

$$r_j - r_f = \alpha_j + \beta_{j1}(r_m - r_f) + \beta_{j2}(r_m - r_f)^2$$

Modelo 2:

$$r_j - r_f = \alpha_j + \beta_{j1}(r_m - r_f) + \beta_{j2}(r_m - r_f) * D$$

Utilizando el beta teórico se determinó el índice ingenio, comentado previamente, indicando que bajo esta metodología los FMs no logran generar retornos por sobre lo sugerido por el CAPM, como se muestra en la Tabla 3. Sin embargo, fue posible observar un líder en esta industria, siendo éste el FM 2, seguido por el FM 5, ambos con una amplia ventaja sobre el resto. Con el propósito de determinar si los resultados de este índice a nivel de FM son estadísticamente diferentes de cero se empleó el test t-estadístico, para determinar su significancia. A nivel de cada firma, el test t-estadístico indica que los FMs chilenos no son capaces de generar retornos anormales, ya que dicho test no es estadísticamente

diferente de cero a los niveles convencionales, resultado avalado por los tests no-paramétricos de signo y rango de signo. Por su parte, la industria, compuesta por el promedio mensual de la muestra en cuestión, arroja un resultado que indica que no es posible observar retornos anormales, validando los resultados anteriores y los sugeridos por otras investigaciones, con un retorno anormal igual a -0,11 por ciento, donde la falta de significancia estadística también es avalada por el test paramétrico y por los no-paramétricos.

Además se calculó el indicador ingenio para un portafolio de 11 acciones en la Bolsa de Comercio de Santiago, ajustando los retornos por dividendos y variaciones de capital.¹⁵ Este portafolio entregó un índice ingenio superior al mejor FM mensual en catorce ocasiones, aun cuando el índice del portafolio aleatorio no fue estadísticamente diferente de cero a niveles convencionales, como se observa en la Tabla 3.

El indicador *alfa* también fue estimado bajo la metodología *time-varying* propuesta por los modelos GARCH(1,1) y GARCH(1,1)-bivariado. Este índice entregó resultados similares a los anteriores, en lo que dice relación a la capacidad de los FMs de generar retornos por debajo de lo sugerido por estrategias de inversión simples. En efecto, el promedio de la muestra arrojó un *alfa* estadísticamente no significativo a los niveles convencionales, aun cuando éste es positivo, 3,08 por ciento. La no significancia de este indicador está avalada por los tests no-paramétricos. Asimismo, ningún FM presenta un *alfa* promedio significativamente diferente de cero, en términos estadísticos, indicando la incapacidad de esta industria de entregar retornos anormales en forma sistemática. En función de este índice se construyó un *ranking* de los FMs de la muestra, señalando al FM 2 como aquél que logró en un mayor número de veces el *alfa* máximo. Cabe señalar que la diferencia con su más cercano competidor es realmente amplia, como se observa en la Tabla 4.

El indicador *alfa* para el portafolio aleatorio entregó un resultado negativo pero estadísticamente no significativo a los niveles convencionales. El portafolio aleatorio entregó un indicador *alfa* superior al mejor de la muestra de FMs en once oportunidades sobre un total de 48 meses, denotando el pobre desempeño de los FMs chilenos de renta variable, como se muestra en la Tabla 5.

Con la metodología comentada, también es posible construir un *ranking* de desempeño en función del premio por riesgo arrojado por cada FM, ponderando por diferentes medidas de riesgo, como se indicó en la sección III de este artículo. De acuerdo al índice de Sharpe es posible distinguir un par de líderes, los cuales sobresalen ampliamente del resto, siendo éstos los FMs 5 y 6, como lo muestra la Tabla 6. El indicador de Treynor, bajo la metodología *time-varying*, permite identificar a un líder absoluto, el FM 2, con una ventaja realmente abrumadora sobre el resto, lo que se muestra en la Tabla 7. El índice de apreciación también fue calculado a partir de las varianzas y covarianzas *time-varying*, resultados contenidos en la Tabla 8, en que este índice también permite identificar un líder, el FM 1, el cual mantiene una amplia ventaja sobre sus competidores.

Al emplear los índices de *ranking* de desempeño mensual al portafolio aleatorio y al compararlo con el mejor de los FMs en cada indicador se desprende

TABLA 4

INDICE INGENUO BAJO METODOLOGIA TIME-VARYING

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9206	-0.038	0.007	-0.037	-0.033	-0.033	-0.023	0.082
9207	-0.006	0.001	-0.004	-0.005	0.005	0.008	-0.021
9208	0.043	-0.033	0.045	0.041	0.028	0.028	0.029
9209	0.037	-0.058	0.037	0.036	0.031	0.023	-0.002
9210	-0.090	0.028	-0.085	-0.081	-0.085	-0.077	-0.060
9211	0.070	-0.051	0.078	0.069	0.079	0.059	0.123
9212	-0.048	0.009	-0.043	-0.052	-0.037	-0.049	-0.036
9301	0.007	0.042	-0.011	-0.056	-0.044	-0.043	0.016
9302	0.094	-0.022	0.093	0.083	0.081	0.086	0.136
9303	-0.035	-0.018	-0.034	-0.037	-0.043	-0.041	-0.058
9304	0.004	-0.038	0.020	0.010	-0.010	0.008	0.000
9305	-0.055	-0.005	-0.050	-0.047	-0.035	-0.054	0.026
9306	-0.023	0.028	-0.024	-0.023	-0.028	0.011	-0.069
9307	0.039	-0.005	0.041	0.044	0.039	0.044	0.057
9308	-0.016	0.015	-0.019	-0.017	-0.026	0.000	-0.105
9309	-0.003	-0.006	-0.010	-0.008	-0.006	0.001	0.054
9310	0.024	-0.001	0.022	0.012	-0.004	0.035	-0.009
9311	-0.040	0.021	-0.033	-0.028	-0.035	-0.054	0.058
9312	-0.083	0.052	-0.075	-0.079	-0.103	-0.001	-0.175
9401	0.047	-0.042	0.054	0.024	0.050	0.136	-0.213
9402	0.101	0.000	0.095	0.084	0.082	0.065	0.197
9403	-0.109	-0.010	-0.102	-0.066	0.028	-0.219	-0.051
9404	-0.096	0.048	-0.097	-0.108	-0.109	-0.074	-0.150
9405	0.004	0.003	0.006	0.004	0.001	0.031	0.048
9406	0.088	-0.039	0.090	0.082	0.082	0.057	-0.017
9407	-0.041	-0.012	-0.046	-0.049	-0.047	-0.060	-0.017
9408	-0.060	0.035	-0.062	-0.066	-0.082	-0.022	-0.179
9409	0.054	0.008	0.057	0.061	0.043	0.040	0.107
9410	0.023	0.029	0.019	0.001	-0.016	0.075	0.054
9411	0.043	-0.010	0.019	0.026	0.008	0.014	-0.032
9412	0.026	-0.031	0.035	0.024	0.020	-0.004	0.093
9501	0.016	-0.035	0.018	0.021	0.051	-0.040	-0.001
9502	-0.007	-0.008	-0.015	-0.015	-0.015	-0.029	0.044
9503	-0.016	-0.015	0.003	-0.031	-0.004	-0.014	-0.027
9504	0.029	0.010	0.010	0.015	0.006	0.054	0.035
9505	0.000	0.038	-0.030	-0.04	-0.008	0.063	-0.038
9506	0.039	0.001	0.026	0.035	-0.005	0.042	-0.232

Continuación Tabla 4

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9507	0.039	-0.018	0.059	0.036	0.029	-0.013	-0.022
9508	-0.014	-0.020	-0.020	-0.032	-0.038	-0.022	-0.002
9509	0.026	-0.017	0.026	0.012	-0.004	-0.018	0.161
9510	0.001	0.002	0.006	0.008	0.010	0.007	-0.096
9511	0.021	-0.034	0.019	0.021	0.014	-0.018	0.024
9512	-0.024	0.017	-0.014	-0.029	-0.039	0.022	-0.057

$$R_{\mu} = R_f + (R_M - R_f) \left(\frac{\sigma_f}{\sigma_m} \right)$$

TABLA 5

INDICADOR ALPHA BAJO METODOLOGIA TIME-VARYING

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9206	0.056	-0.034	0.056	0.056	0.056	0.045	-0.064
9207	0.017	-0.010	0.014	0.016	0.006	0.002	0.029
9208	0.027	0.040	0.023	0.011	0.031	0.033	0.022
9209	0.028	0.038	0.030	0.014	0.038	0.021	0.071
9210	0.115	-0.082	0.116	0.129	0.122	0.115	0.097
9211	-0.055	0.067	-0.064	-0.053	-0.065	-0.045	-0.110
9212	0.079	-0.049	0.075	0.088	0.073	0.081	0.064
9301	-0.200	-0.035	-0.186	-0.129	-0.169	-0.083	-0.197
9302	-0.133	0.088	-0.135	-0.142	-0.129	-0.143	-0.174
9303	0.203	-0.026	0.189	0.162	0.173	0.193	0.119
9304	0.089	0.015	0.069	0.069	0.094	0.065	0.077
9305	0.129	-0.054	0.121	0.117	0.103	0.124	0.039
9306	-0.057	-0.036	-0.057	-0.060	-0.059	-0.095	0.008
9307	-0.070	0.038	-0.071	-0.075	-0.068	-0.073	-0.082
9308	0.012	-0.026	0.014	0.012	0.021	-0.004	0.102
9309	0.005	0.010	0.011	0.009	0.008	0.000	-0.052
9310	-0.041	0.016	-0.039	-0.030	-0.015	-0.050	-0.006
9311	0.029	-0.029	0.021	0.016	0.023	0.045	-0.069
9312	-0.034	-0.065	-0.041	-0.025	-0.007	-0.149	0.046
9401	0.509	0.077	0.434	0.282	0.422	0.365	0.527

Continuación Tabla 5

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9402	-0.142	0.081	-0.146	-0.168	-0.138	-0.140	-0.256
9403	1.253	-0.078	1.373	1.058	1.173	1.359	0.764
9404	0.129	-0.108	0.132	0.145	0.147	0.112	0.184
9405	-0.025	0.010	-0.027	-0.024	-0.022	-0.049	-0.064
9406	-0.081	0.084	-0.090	-0.089	-0.082	-0.098	-0.026
9407	0.133	-0.035	0.118	0.115	0.122	0.125	0.092
9408	0.005	-0.057	0.009	0.011	0.036	-0.036	0.136
9409	-0.137	0.057	-0.136	-0.143	-0.124	-0.123	-0.159
9410	-0.167	0.026	-0.162	-0.159	-0.135	-0.213	-0.136
9411	-0.068	0.043	-0.039	-0.050	-0.029	-0.036	0.020
9412	0.025	0.039	0.015	0.021	0.029	0.050	-0.055
9501	0.017	0.033	0.013	0.006	-0.033	0.069	0.032
9502	0.033	-0.004	0.040	0.039	0.039	0.050	-0.023
9503	0.082	-0.015	0.067	0.091	0.071	0.079	0.081
9504	-0.058	0.015	-0.046	-0.053	-0.046	-0.074	-0.059
9505	-0.109	-0.019	-0.066	-0.064	-0.100	-0.156	-0.070
9506	-0.067	0.025	-0.052	-0.063	-0.017	-0.072	0.225
9507	-0.055	0.049	-0.072	-0.051	-0.046	-0.002	0.008
9508	0.086	-0.007	0.086	0.108	0.101	0.095	0.050
9509	0.007	0.003	0.009	0.028	0.046	0.057	-0.137
9510	0.010	-0.015	0.004	-0.001	-0.001	0.002	0.106
9511	-0.060	0.033	0.060	0.047	0.060	0.088	0.039
9512	0.019	-0.033	0.009	0.023	0.032	-0.026	0.052

$$\alpha_j = (R_{jt} - R_{ft}) - (\hat{\beta}_j * (R_{mit} - R_{ft}))$$

TABLA 6

INDICE DE SHARPE BAJO METODOLOGIA TIME-VARYING

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9206	0.010	0.008	0.010	0.008	0.007	0.001	-0.069
9207	-0.001	0.001	-0.003	-0.002	-0.008	-0.009	0.009
9208	-0.062	-0.059	-0.063	-0.059	-0.048	-0.052	-0.047
9209	-0.067	-0.067	-0.066	-0.065	-0.061	-0.056	-0.038
9210	0.036	0.036	0.035	0.035	0.041	0.032	0.014
9211	-0.061	-0.060	-0.068	-0.061	-0.069	-0.052	-0.111

Continuación Tabla 6

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9212	0.010	0.011	0.007	0.014	0.003	0.010	0.007
9301	0.074	0.108	0.088	0.129	0.120	0.123	0.067
9302	-0.030	-0.027	-0.031	-0.024	-0.021	-0.022	-0.070
9303	-0.033	-0.039	-0.034	-0.033	-0.029	-0.030	-0.020
9304	-0.048	-0.056	-0.059	-0.052	-0.039	-0.051	-0.045
9305	-0.005	-0.006	-0.008	-0.009	-0.016	-0.007	-0.053
9306	0.049	0.059	0.050	0.049	0.053	0.026	0.088
9307	-0.007	-0.006	-0.008	-0.011	-0.007	-0.009	-0.020
9308	0.012	0.018	0.014	0.012	0.018	0.002	0.085
9309	0.001	-0.007	0.005	0.004	0.003	-0.001	-0.036
9310	-0.006	-0.001	-0.005	0.001	0.011	-0.011	0.014
9311	0.032	0.024	0.028	0.024	0.029	0.045	-0.031
9312	0.174	0.140	0.148	0.174	0.252	0.072	NA
9401	0.102	0.084	0.099	0.124	0.104	0.049	0.453
9402	-0.011	0.000	-0.010	-0.006	-0.003	0.008	-0.129
9403	-0.102	-0.120	-0.104	-0.121	-0.236	-0.041	-0.137
9404	0.034	0.046	0.036	0.047	0.047	0.012	0.095
9405	0.007	0.004	0.006	0.007	0.009	-0.008	-0.019
9406	-0.030	-0.025	-0.031	-0.024	-0.023	-0.003	0.042
9407	-0.015	-0.018	-0.013	-0.010	-0.012	-0.005	-0.027
9408	0.070	0.067	0.071	0.074	0.089	0.039	0.201
9409	0.012	0.010	0.010	0.007	0.018	0.020	-0.025
9410	0.055	0.053	0.058	0.071	0.085	0.026	0.034
9411	-0.013	-0.013	0.002	-0.003	0.008	0.005	0.034
9412	-0.038	-0.047	-0.045	-0.036	-0.034	-0.019	-0.094
9501	-0.027	-0.038	-0.029	-0.030	-0.051	0.006	-0.016
9502	-0.008	-0.010	-0.004	-0.004	-0.004	0.004	-0.043
9503	-0.021	-0.022	-0.033	-0.011	-0.028	-0.023	-0.015
9504	0.005	0.012	0.015	0.012	0.017	-0.009	-0.003
9505	0.052	0.066	0.074	0.082	0.057	0.015	0.086
9506	-0.006	0.001	0.001	-0.004	0.018	-0.008	0.289
9507	-0.016	-0.022	-0.030	-0.015	-0.010	0.016	0.024
9508	-0.027	-0.031	-0.023	-0.017	-0.014	-0.022	-0.034
9509	-0.038	-0.022	-0.038	-0.028	-0.018	-0.010	-0.163
9510	-0.006	0.003	-0.009	-0.010	-0.011	-0.009	0.077
9511	-0.047	-0.056	-0.046	-0.048	-0.043	-0.022	-0.050
9512	0.017	0.023	0.010	0.024	0.037	-0.010	0.044

$$\gamma_j = \frac{R_{jt} - R_{ft}}{\sigma_j}$$

TABLA 7

INDICE DE TREYNOR BAJO METODOLOGIA TIME-VARYING

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9206	0.009	0.053	0.009	0.006	0.006	0.001	-0.056
9207	-0.001	0.020	-0.002	-0.001	-0.006	-0.007	0.007
9208	-0.033	0.027	-0.035	-0.039	-0.030	-0.029	-0.034
9209	-0.049	0.009	-0.048	-0.055	-0.044	-0.050	-0.028
9210	0.036	0.121	0.032	0.024	0.032	0.025	0.012
9211	-0.053	-0.052	-0.061	-0.052	-0.061	-0.047	-0.097
9212	0.008	0.080	0.006	0.010	0.003	0.008	0.005
9301	0.029	-0.144	0.032	0.046	0.038	0.052	0.027
9302	-0.029	-0.141	-0.029	-0.019	-0.019	-0.019	-0.066
9303	-0.014	0.170	-0.015	-0.017	-0.015	-0.013	-0.015
9304	-0.032	0.074	-0.040	-0.039	-0.028	-0.038	-0.033
9305	-0.004	0.121	-0.006	-0.007	-0.013	-0.005	-0.040
9306	0.026	-0.052	0.026	0.025	0.026	0.014	0.050
9307	-0.006	-0.067	-0.007	-0.009	-0.006	-0.008	-0.017
9308	0.009	0.022	0.010	0.009	0.013	0.002	0.074
9309	0.001	-0.009	0.004	0.003	0.002	-0.001	-0.029
9310	-0.005	-0.033	-0.004	0.001	0.008	-0.010	0.011
9311	0.028	0.018	0.022	0.019	0.023	0.040	-0.026
9312	0.074	-0.102	0.072	0.078	0.088	0.033	0.117
9401	-0.052	0.564	-0.069	-0.196	-0.080	-0.041	-0.254
9402	-0.013	-0.155	-0.011	-0.005	-0.003	0.008	-0.110
9403	-0.009	1.271	-0.008	-0.010	-0.011	-0.004	-0.015
9404	0.037	0.143	0.039	0.048	0.047	0.013	0.093
9405	0.005	-0.031	0.004	0.005	0.006	-0.006	-0.015
9406	-0.059	-0.087	-0.052	-0.035	-0.038	-0.002	0.033
9407	-0.009	0.100	-0.008	-0.007	-0.008	-0.004	-0.017
9408	0.039	-0.003	0.040	0.041	0.054	0.022	0.110
9409	0.009	-0.138	0.008	0.006	0.014	0.015	-0.023
9410	0.033	-0.190	0.034	0.038	0.045	0.017	0.027
9411	-0.010	-0.068	0.001	-0.003	0.007	0.005	0.036
9412	-0.024	0.006	-0.028	-0.025	-0.022	-0.013	-0.062
9501	-0.020	-0.011	-0.022	-0.025	-0.050	0.005	-0.013
9502	-0.006	0.027	-0.003	-0.003	-0.003	0.003	-0.033
9503	-0.014	0.079	-0.021	-0.008	-0.019	-0.016	-0.012

Continuación Tabla 7

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9504	0.005	-0.047	0.012	0.009	0.013	-0.009	-0.003
9505	0.031	-0.095	0.046	0.049	0.035	0.011	0.045
9506	-0.005	-0.049	0.001	-0.004	0.018	-0.007	0.338
9507	-0.012	-0.064	-0.026	-0.011	-0.007	0.013	0.019
9508	-0.018	0.083	-0.016	-0.011	-0.010	-0.014	-0.025
9509	-0.032	0.036	-0.030	-0.021	-0.013	-0.008	-0.139
9510	-0.005	0.025	-0.007	-0.010	-0.009	-0.008	0.050
9511	-0.028	0.041	-0.027	-0.030	-0.026	-0.015	-0.033
9512	0.013	0.028	0.008	0.013	0.018	-0.009	0.031

$$T_j = \frac{R_{jt} - R_{ft}}{\hat{\beta}_j}$$

TABLA 8

INDICE ApreciACION BAJO METODOLOGIA TIME-VARYING

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9206	2.807	-2.856	2.840	3.243	3.268	3.170	-2.650
9207	3.494	-3.346	3.463	3.365	3.428	3.334	2.890
9208	3.531	3.443	3.482	2.923	3.213	3.193	2.947
9209	2.689	2.163	2.740	2.287	2.827	2.095	2.887
9210	2.057	-2.664	2.291	3.082	2.524	2.646	2.692
9211	-2.341	2.377	-2.212	-2.401	-2.244	-2.287	-2.079
9212	3.088	-3.049	3.155	3.349	3.451	3.182	2.704
9301	-3.513	-3.249	-3.521	-3.266	-3.611	-2.366	-3.345
9302	-2.377	2.921	-2.496	-3.131	-2.731	-3.108	-2.204
9303	4.318	-3.836	4.091	3.533	3.624	4.037	2.193
9304	3.188	3.089	3.074	2.861	3.006	2.670	2.780
9305	3.396	-3.200	3.318	3.255	3.182	3.314	2.935
9306	-3.581	-3.807	-3.646	-3.677	-3.835	-3.840	2.840
9307	-3.265	3.149	-3.229	-3.253	-3.162	-3.170	-2.838
9308	3.303	-3.029	3.236	3.356	3.348	-3.337	2.088
9309	3.412	3.239	3.234	3.278	3.380	3.257	2.843
9310	-3.283	3.348	-3.337	-3.359	-3.536	-3.034	-2.878
9311	2.674	-2.865	2.989	3.114	3.088	2.297	-2.770

Continuación Tabla 8

mes	FM 1	FM 2	FM 3	FM 4	FM 5	FM 6	random
9312	-2.337	-3.158	-2.430	-2.105	-2.036	-3.038	2.472
9401	2.962	3.428	2.497	1.516	2.382	2.508	1.646
9402	-2.038	2.958	-2.319	-3.123	-2.432	-2.963	-2.180
9403	7.185	-7.348	7.821	6.132	6.931	7.355	4.644
9404	2.102	-2.129	2.111	2.163	2.220	2.409	1.948
9405	-3.689	3.658	-3.541	-3.502	-3.551	-3.270	-2.904
9406	-0.824	0.588	-0.230	-0.862	-0.113	-2.610	-2.406
9407	3.881	-3.056	3.294	3.085	3.375	3.073	3.262
9408	3.359	-3.593	3.290	3.369	2.905	-3.618	2.590
9409	-3.236	3.174	-3.126	-3.177	-3.176	-3.219	-2.297
9410	-3.102	3.413	-3.084	-3.242	-3.082	-3.160	-2.129
9411	-3.218	3.197	-2.821	-3.036	-2.849	-2.992	1.926
9412	3.629	3.262	3.537	3.325	3.513	3.452	-2.798
9501	3.165	2.422	3.085	2.751	-2.098	3.074	3.085
9502	3.504	-3.182	3.388	3.290	3.327	3.072	-2.795
9503	3.303	-3.252	3.425	3.109	3.323	3.343	2.971
9504	-2.657	2.776	-2.983	-3.077	-3.175	-2.124	-2.126
9505	-3.243	-3.529	-2.903	-3.070	-3.215	-3.084	-3.004
9506	-3.135	2.800	-2.925	-3.155	-2.660	-3.267	0.918
9507	-3.155	3.013	-2.656	-3.091	-3.364	-3.139	2.805
9508	3.330	-3.435	3.148	3.516	3.094	3.361	2.787
9509	2.730	3.145	2.882	3.068	3.236	3.186	-2.008
9510	3.271	-3.273	3.162	-2.595	-3.064	3.184	2.804
9511	3.619	3.417	3.565	3.143	3.360	3.395	2.973
9512	3.323	-3.241	3.218	3.863	3.722	-2.781	2.956

$$A_j = \frac{\alpha_j}{\sigma(e_j)}$$

que el primero entregó un índice de Sharpe mensual superior al mejor FM en diecisiete ocasiones; en el caso del índice Treynor el portafolio aleatorio fue mejor que el mejor FM en once oportunidades; en tanto que el índice de apreciación del portafolio de control fue superior al mejor de la industria en tan solo una ocasión. Este último resultado era esperado en razón del bajo número de activos que componen el portafolio aleatorio, es decir, el riesgo sistemático de dicho portafolio es consabido como alto, basados en Elton y Gruber (1977).

De los índices que permiten jerarquizar el desempeño de los FMs de la muestra se desprende que no es posible observar un único líder en todas y cada una de las

categorías estudiadas, lo que destaca aún más la necesidad de que los inversionistas en FMs estudien sus decisiones de inversión tanto en los conceptos de retorno como de riesgo, este último en función de su portafolio de inversión global. Cabe señalar que también se emplearon técnicas tradicionales para el cálculo del riesgo total y sistemático de cada FM, para luego construir los índices ingenuos, Sharpe, Jensen y Treynor, los cuales entregaron resultados que permiten validar las conclusiones anteriores, es decir, los FMs chilenos no son capaces de generar retornos anormales para sus clientes, y, además, dichos retornos son pobres en relación a estrategias de inversión simples, siendo imposible identificar un líder en esta industria.

V. Conclusiones

La evolución del mercado de capitales chileno ha implicado el surgimiento de una creciente industria de FMs, la cual ha generado diferentes submercados orientados a satisfacer las necesidades de inversión de sus clientes. Un segmento de dicho mercado está constituido por los FMs de renta variable, los cuales no han sido estudiados en profundidad, tratando de suplir parte de esa falencia por medio de este artículo.

En particular, se puede señalar que el segmento de FMs de renta variable en Chile no presenta síntomas de ser capaz de generar retornos por sobre lo sugerido por estrategias de inversión simples, y en las oportunidades que lo han entregado éstas han sido en forma esporádica y difícil de predecir por parte de los inversionistas no-sofisticados. Nuestros resultados son consistentes con los de otras investigaciones en mercados más desarrollados que el chileno, además, la metodología aplicada supera ampliamente a sus predecesoras, destacando el hecho de que las conclusiones logradas son ratificadas por todas y cada una de las técnicas y modelos utilizados, incluso por las técnicas tradicionales¹⁶.

A pesar de lo robusto de los resultados y la consistencia de nuestras conclusiones en relación a la evidencia internacional se debe destacar que la muestra utilizada en nuestro artículo contiene datos mensuales de cuatro años, lo que puede restar significancia a los resultados. Sin embargo, basado en la evidencia internacional y en la creciente competitividad que ha experimentado y continuará experimentando el mercado de capitales chileno es posible esperar que los resultados logrados aquí no se alteren con el correr de los años.

Otra conclusión derivada de nuestros resultados dice relación con la necesidad de información con que deben contar los potenciales inversionistas en FMs. Este tipo de inversión está dirigido a individuos no-sofisticados, lo cual implica que la autoridad pertinente debe incentivar a que el sector público o privado entregue algunos índices de desempeño que vayan más allá de la simple rentabilidad, pues el riesgo que asumen dichos inversionistas es una variable para nada despreciable, esto último como consecuencia de los resultados que indican la ausencia de retornos por sobre los de estrategias de inversión simples.

Notas

- 1 Conceptos que se explicarían más adelante.
- 2 El período estudiado por el autor fue el comprendido entre los años 1954 y 1963.
- 3 Beta es una medida de sensibilidad del retorno del FMI con respecto al retorno del portafolio del mercado. El beta se obtiene del modelo de CAPM.
- 4 El período utilizado por el autor fue el comprendido entre los años 1955 y 1964.
- 5 En que no se consideran los costos de corretaje de la bolsa de comercio.
- 6 El sesgo de selectividad se refiere a que los FMs que tienen un bajo desempeño desaparecen de la industria. Este fenómeno se presenta preferentemente en empresas que poseen un amplio número de fondos, donde después de operar por dos o tres años, los FMs de baja *performance* se fusionan con él o los exitosos.
- 7 En nuestro artículo este problema se evita por medio de la metodología *time-varying*, la cual se discutirá más adelante.
- 8 Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model.
- 9 En las ecuaciones anteriores se considera que el impacto del retorno del FMI en el retorno del mercado es despreciable, por lo cual sólo se tomará en cuenta la covarianza en el caso del primero.
- 0 Al considerar las cuocis se está eliminando el problema de los pagos de dividendos, muy frecuentes en otros estudios.
- 1 Esta es la información oficial entregada por la autoridad pertinente, siendo la más usada por los inversionistas en general y, particularmente, por los no sofisticados.
- 2 Seemingly Unrelated Regressions.
- 3 Bajo la estructura del modelo SUR, o Regresiones múltiples, se puede construir un test del tipo test-F para la hipótesis de que todos los *alfas* son en conjunto iguales a cero. Para ello se pueden construir las ecuaciones simples a partir de lo sugerido por Green (1990), en que el test logrado es:

$$\hat{F} = \frac{1}{N} (RB)' Y R V a r (B) R^{-1} (RB),$$

- donde N es el número de FMs, B es el vector de coeficientes *alfas* y *beta* para los N FMs, y R es la matriz de 2N por N restricciones para probar que RB=0. Este test es asintóticamente distribuido como $F_{N,N*(T-2)}$.
- 4 En este caso, dicho portafolio lo constituye el IGPA.
 - 5 Las empresas que componen este portafolio aleatorio son: Carozzi, Chilectra, Copco, CTC-A, Endesa, Enersis, Habinat, Iansa, Madero, Melón, y Pizarreño. Además, estas acciones presentaron transacciones durante la última semana de cada mes estudiado.
 - 6 El pobre desempeño de los FMs estudiados no se puede explicar en las restricciones legales impuestas por la autoridad sobre sus portafolios de inversión. En efecto, esta legislación establece que los FMs chilenos pueden invertir en cualquiera de los valores mobiliarios existentes en el mercado, sean éstos de renta fija o de renta variable, con la única restricción de que el fondo podrá invertir hasta un 10% del valor de su activo total en acciones de sociedades anónimas abiertas. Además, el Fondo no podrá poseer más del 10% de las acciones emitidas por una misma sociedad.

Referencias

- BOERSLLEEV, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- BRNDT, E., B. HALL, R. HALL, y J. HAUSMAN (1974). "Estimation and Inference in Non-Linear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement* 3/4, 653-665.
- HANG, E. y W. LEWELLEN (1984). "Market Timing and Mutual Fund Investment Performance", *Journal of Business* 57, 57-72.
- RENSHAW, T. (1977). "The Evaluation of Investment Performance", *Journal of Business* 50, 415-437.

- DICKEY, D., y W. FULLER (1981). "Likelihood Ratio Test for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica* 49, 1057-1072.
- ELTON, E. y M. GRUBER (1977). "Risk Reduction and Portfolio Size: An Analytical Solution", *Journal of Business* 50, 415-437.
- FAMA, E. y K. FRENCH (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.
- FAMA, E. y J. MACBETH (1973). "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economics* 81, 607-636.
- FARRAR, D. (1962). *The Investment Decision Under Uncertainty*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J.
- FRIEND, I., M. BLUME, y J. CROCKETT (1970). *Mutual Funds and Other Institutional Investors*, McGraw-Hill, New York.
- FRIEND, I. y D. VICKERS (1965). "Portfolio Selection and Investment Performance", *Journal of Finance*, 391-415.
- GREEN, W. (1990). *Econometric Analysis*. Macmillan, New York.
- GRINBLATT, M. y S. TITTMAN (1989). "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Holdings", *Journal of Business* 62, 393-416.
- GRINBLATT, M. y S. TITTMAN (1992). "The Persistence of Mutual Fund Performance", *Journal of Finance* 47, 1977-1984.
- HENRIKSSON, R. y R. MERTON (1981). "On Market Timing and Investment Performance II. Statistical Procedures for Evaluating Forecast Skills", *Journal of Business* 54, 513-533.
- HENRIKSSON, R. (1984). "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation", *Journal of Business* 57, 73-96.
- JENSEN, M. (1968). "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance* 23, 389-416.
- MAINS, N. (1977). "Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios: Comment", *Journal of Business* 50, 377-384.
- MALKIEL, B. (1995). "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991", *Journal of Finance* 50, 549-572.
- MCDONALD, J. (1974). "Objectives and Performance of Mutual Funds, 1960-1969", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 311-333.
- SHARPE, W. (1966). "Mutual Fund Performance", *Journal of Business* (Special Supplement) 39, 119-138.
- TREYNOR, J. (1965). "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review* 43, January-February, 63-75.
- TREYNOR, J. y F. MAZLUY (1966). "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review* 44, 131-136.
- WILLIAMSON, P. (1972). "Measurement and Forecasting of Mutual Fund Performance: Choosing an Investment Strategy", *Financial Analysts Journal* 28, 78-84.