



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA

Langlois, Samsó, Nicolás

Diciembre, 2014



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

**HABILIDAD FINANCIERA DE LOS FONDOS MUTUOS ACCIONARIOS
NACIONALES EN CHILE**

Nicolás Langlois Samsó

Comisión

Salvador Valdés
Eugenio Bobenrieth

Santiago, Diciembre de 2014

Habilidad Financiera de los Fondos Mutuos Accionarios Nacionales en Chile

NICOLÁS LANGLOIS S.*

Diciembre 2014

Abstract

This paper studies the performance of fund managers in equity mutual funds in Chile throughout the period 2002-2014 with monthly data. Financial skill in terms of *stock picking* and *style timing* are measured simultaneously, using dynamic coefficients for risk-loadings in terms of the four risk factors of the Fama-French-Carhart framework. The dynamics of the coefficients are modeled as dependent on copper prices, oil prices, and Chilean economic activity (using a monthly indicator). The main result is that the average fund manager did not add value in gross terms. After administration costs are subtracted, the average manager destroyed investor wealth, at a rate of 2.9% annually. Nevertheless, we also identify a minority of skilled managers that in fact created wealth for investors in some subperiods. Another result was that the average manager showed no timing ability. In addition, we find that mutual funds present diseconomies of scale, and that investors reward funds with high excess returns in the past.

Keywords: fund management; financial performance; risk factors; benchmark; dynamic coefficients; risk-adjusted return; administration costs

JEL Codes: G11; G12; C13

*Especiales agradecimientos a la comisión de esta tesis, integrada por los profesores Eugenio Bobenrieth y Salvador Valdés. Se agradece, también, los comentarios y sugerencias de Omar Bello, Jaime Casassus, Borja Larraín, José Tessada y Eduardo Walker. Todos los errores son de exclusiva responsabilidad del autor.

Índice

I. Introducción	5
II. Revisión de Literatura	6
III. Base de Datos y Metodología	9
IV. Modelo Empírico	11
IV.1. Medición de Habilidad con Coeficientes Constantes	11
IV.2. Medición de Habilidad con Coeficientes Dinámicos	14
V. Estimaciones	17
V.1. Tests Econométricos	17
V.2. Estimación con Coeficientes Constantes	18
V.3. Estimación con Coeficientes Dinámicos	24
V.4. Consistencia entre Metodologías de Estimación	34
V.5. Tamaño de los Fondos y Excesos de Retorno	35
VI. Conclusiones	38
Apéndice	40
Referencias	53

I. Introducción

En Chile, la industria de fondos mutuos ha tenido un gran crecimiento. A diciembre de 2013 alcanzó un patrimonio administrado de US\$ 40,87 billones, es decir, un 15,8% del PIB chileno, y ha cuadruplicado su tamaño desde diciembre de 2001, lo que significa una tasa de crecimiento promedio de 14% anual.¹

Por ello ha aumentado la importancia de conocer cuánto es el valor agregado de los administradores de fondos de estrategias activas, por sobre una estrategia de inversión pasiva. Este estudio empírico buscará medir la habilidad de los administradores para invertir fondos, y cómo se relaciona su valor agregado con las comisiones o tarifas de administración.

La literatura acerca de la medición de habilidades de los administradores de fondos es amplia y diversa. A lo largo de las últimas décadas se han desarrollado nuevas y distintas maneras de determinar el grado en que los administradores agregan valor. Sin embargo, la literatura no ha llegado a una conclusión clara, pues algunos encuentran ineficiencia y otros eficiencia.

Las más recientes medidas de habilidad se orientan al análisis de portafolios de renta variable. Como estas medidas no son fácilmente extrapolables a portafolios mixtos, que invierten en renta fija o derivados, esta investigación abordará sólo fondos que invierten en renta variable local.

Hasta ahora estos estudios se han realizado, principalmente, con datos de administradores de países desarrollados. Uno de los objetivos de esta investigación es aplicar las más recientes medidas de habilidad al mercado de capitales chileno, que es emergente. Este atributo podría tener un impacto sobre la eficiencia lograda por los administradores.

En cuanto a medidas absolutas, se propondrá en este estudio una medida de *style timing*, la cual buscará estimar la habilidad de los administradores para cambiar el “estilo” de inversión oportunamente, es decir, para predecir una parte de los cambios futuros de precios. Esta es una extensión del modelo de market timing de Treynor y Mazuy (1966). Se entiende por “estilo” de inversión a las ponderaciones implícitas dadas por el administrador a los 4 factores de riesgo de F-F-C. Nuestro modelo permite que un administrador presente la habilidad de timing en uno de esos factores, mientras que en otro(s) presente *anti-timing*, es decir, una actuación inoportuna sistemática.

Esta medición se realizará tomando en cuenta que el administrador también puede poseer la habilidad de stock picking, de manera paralela a la de style timing. La habilidad de stock picking consiste en seleccionar títulos específicos, con el fin de generar excesos de retorno por sobre una estrategia pasiva con la misma exposición a los 4 factores de riesgo ya mencionados. La habilidad estimada total para cada administrador es la suma de las habilidades por style timing y por stock picking.

¹ Es probable que algunos cambios legislativos expliquen en parte la gran expansión que ha tenido esta industria en Chile. En 1997 se promulgó una nueva Ley de Bancos que les permitió incorporarse al negocio de administración de fondos de terceros. En 1999 se eliminaron las restricciones a la entrada de capitales extranjeros. En el año 2000 la Ley de Opas y en el año 2001 la Primera Reforma al Mercado de Capitales, fueron orientadas a profundizar el mercado de valores chilenos.

Una contribución importante de este estudio es que las estimaciones de las medidas de habilidad se realizarán en base a modelos con coeficientes condicionados a variables macro rezagadas, lo que en nuestro conocimiento no ha sido aplicado antes a los datos chilenos. Los coeficientes estimados serán condicionados en el rezago de la sorpresa del retorno en el precio internacional del cobre y petróleo, y de la sorpresa en el retorno del Índice Mensual de Actividad Económica local (IMACEC).

Los modelos de coeficientes variables son más rigurosos que los de coeficientes fijos, que no logran capturar de manera correcta la habilidad de los administradores, especialmente en aquellos que cambian frecuentemente sus exposiciones frente al riesgo, es decir, que varían mucho sus coeficientes beta. Así, la estimación con coeficientes variables en el tiempo permitirá medir correctamente la habilidad de los administradores en el tiempo, sin perjuicio de conocer también medidas de habilidad promedio.

Se buscará ver en qué medida el tamaño de los fondos, medido por su patrimonio administrado, se relaciona con sus excesos de retorno en el tiempo. Por este motivo se estimará un modelo VAR estándar con estas variables, para así verificar si acaso existen deseconomías de escala en la administración de fondos, y también ver si los flujos de fondos se dirigen hacia aquellos fondos con altos excesos de retorno en períodos previos.

Se determinará la habilidad estimada para cada fondo individual y para la categoría accionario nacional completa. La primera hipótesis nula de esta investigación es que la administración activa de fondos no agrega valor en términos de retorno ajustado por riesgo, y la hipótesis alternativa es que sí agrega un valor positivo. Estas hipótesis son evaluadas por separado para cada administrador de fondos. Con las comisiones que se cobraron, se determinará también qué proporción del valor agregado por los administradores (cuando lo haya) es traspasada a los inversionistas en promedio, quedando el resto en posesión de dichos administradores. La segunda hipótesis nula es que los fondos no agregan valor desde el punto de vista del inversionista, es decir, tomando en cuenta los costos de administración, mientras que la hipótesis alternativa es que destruyen riqueza.

El resto de este estudio se estructura como sigue: la segunda sección revisa la literatura previa, la tercera describe los datos y metodologías, la cuarta explica los modelos empíricos a utilizar, la quinta presenta los resultados de las estimaciones y una interpretación de estos, y la sexta provee conclusiones finales.

II. Revisión de la Literatura

La medición de desempeño de fondos surge desde los comienzos de los modelos de valoración de activos de capital. Sharpe (1966) evaluó el desempeño de fondos en base a la razón de Sharpe, que es una medida de desempeño relativa. Las medidas de habilidad relativa permiten comparar el desempeño de un fondo respecto al desempeño de otros, es decir, son medidas ordinales. El índice de Treynor, que permite rankear fondos, va en la misma línea. Por otra parte, Jensen (1967) propone una medida de habilidad absoluta llamada alfa de Jensen, basado en el modelo CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965), y Mossin (1966). Las medidas de habilidad

absoluta permiten cuantificar la habilidad de un administrador en cuanto a su creación de valor, es decir, son medidas cardinales. Sin embargo, estos métodos de evaluación de desempeño de los fondos no fueron concluyentes en cuanto al valor agregado de los administradores de carteras activas en los fondos estadounidenses.

Lo mismo se observa en las aplicaciones a mercados de capitales emergentes. Subha y Bharathi (2007) estudió la industria de fondos en India en base a la razón de Sharpe, razón de Treynor, y alfa de Jensen. Encontraron que un 98% de los fondos resultó tener un alfa bruto positivo y estadísticamente significativo². Lo contrario encontró el estudio de Eling y Faust (2010), que trató de medir el valor agregado de los administradores de fondos en varios países emergentes de rápido crecimiento económico. Mediante un modelo multifactorial que incluye dos índices de renta variable, dos índices de renta fija, y tres factores de tendencia, concluye que la mayoría de los fondos no presentan excesos de retorno positivos respecto a benchmarks tradicionales³. Por su parte, Low (2012) examina en qué medida están presentes las habilidades de “security selection” y “market timing” en los administradores de los fondos mutuos de Malasia. Encuentra que aquellos fondos más expuestos a los movimientos de mercado presentan habilidad de market timing. Sin embargo, en cuanto a security selection encuentra que el desempeño es bastante pobre⁴.

Maturana y Walker (1999) hace un estudio del desempeño de los fondos mutuos accionarios chilenos para el período 1990-1997, utilizando el alfa de Jensen⁵. A partir de un benchmark pasivo ad-hoc a los fondos accionarios y dos índices de renta fija, concluye que antes de comisiones los fondos en promedio no agregan valor. Después de comisiones encontraron un exceso de retorno negativo sustancial, del orden de -7% anual. Luego, Maturana y Walker (2002) estudia la misma clase de fondos para el período 1992-1998, y a partir de regresiones rodantes⁶ en base a índices por industria, tamaño, liquidez, y dos índices de renta fija, encuentra evidencia de que ningún fondo de la época tuvo un alfa bruto significativo, y que fondos de ciertas industrias tuvieron un alfa neto negativo y significativo. Adicionalmente, este último estudio encuentra que los fondos no presentan habilidad de timing.

Literatura más reciente apunta a medir la habilidad de los administradores en términos absolutos, es decir, se ha buscado responder si acaso los administradores agregan valor. Por otra parte, se ha tratado de ver si existe persistencia de estas medidas de habilidad en el tiempo. Kosowski, Timmermann, Wermers y White (2006) aplican una simulación bootstrap para realizar inferencia estadística más precisa acerca de la habilidad de los fondos estadounidenses, ya que, argumentan, la diferencia en las exposiciones frente al riesgo de los distintos fondos genera

² Compararon sólo los retornos brutos de los fondos con los de la respectiva estrategia de inversión pasiva, y no se realizó el análisis considerando los costos de la administración de los fondos.

³ No consideran los costos de administración, es decir, determinan solamente los alfa bruto de los fondos mutuos.

⁴ Estudian cómo las características de los fondos, tales como tamaño y costos, se relacionan con su desempeño de inversión financiera en retornos brutos de costos. No toman en cuenta los respectivos costos de administración activa.

⁵ Se aplica la metodología de Sharpe (1992). Esta busca estimar las proporciones hipotéticas invertidas en diversos índices pasivos.

⁶ Utiliza una medida que combina la de Sharpe (1992) y la de Grinblatt y Titman (1993).

distribuciones agregadas que son no normales⁷. Encuentran que una minoría de los fondos sí crea valor desde el punto de vista del inversionista mediante la selección de activos, y que esta habilidad persiste en el tiempo.

Fama y French (2010) realiza una evaluación de desempeño haciendo un análisis de persistencia de los fondos estadounidenses, y obtiene los alfa de Jensen de un modelo de 4 factores, que incorpora el factor *momentum* y los 3 factores propuestos originalmente en Fama y French (1992). Este estudio llega a la conclusión de que en promedio los administradores no agregan valor, y que después de costos de administración destruyen valor. Observa también que aunque los fondos de los percentiles más altos sí agregan valor, este es percibido mayoritariamente por el administrador.⁸

Por otra parte, Berk y Van Binsbergen (2013) propone una nueva medida de habilidad que llaman *value-added*, la cual corresponde al alfa bruto del fondo multiplicado por su patrimonio administrado, es decir, busca incorporar el efecto escala de los fondos. Plantea que el patrimonio administrado contiene información importante acerca de los canales de distribución y marketing del fondo, y esta es parte importante de la habilidad de un administrador. Encuentra lo contrario que Fama y French (2010), pues concluye que en promedio cada fondo estadounidense agrega valor por US\$ 2 millones al año, y que esta habilidad de generar excesos de retorno persiste por más de 10 años.

En la misma línea apunta la investigación de Kacperczyk, Van Nieuwerburgh y Veldkamp (2014) que propone una nueva medida para determinar la habilidad total de un administrador, y corresponde a un promedio ponderado de la habilidad de security selection y de la habilidad de market timing. La medida pondera más la habilidad de security selection en tiempos de boom económico, y la de market timing es ponderada más en tiempos de recesión. Llega al resultado de que los administradores estadounidenses tienen la habilidad de security selection en tiempos de boom, y que poseen la habilidad de market timing en tiempos de recesión. Señala que los administradores que presentan estas habilidades logran excesos de retorno significativo respecto a portafolios pasivos, y persistentes en el tiempo⁹.

Paralelamente, un área de esta literatura se ha dedicado a medir el desempeño de los fondos a partir de modelos de coeficientes dinámicos o condicionados a variables macro rezagadas. Ferson y Schadt (1996) realiza una evaluación de desempeño de los fondos estadounidenses en base a los 4F de F-F-C, condicionando los coeficientes en el rezago del retorno de los t-bill, el dividend yield del NYSE y AMEX, una medida de la pendiente de la estructura de tasas, el spread

⁷ Además, utilizan el bootstrap para realizar un análisis de persistencia, es decir, ven si la habilidad de los administradores persiste en el tiempo, y poder así separar si acaso es habilidad o solamente suerte.

⁸ Realizan un bootstrap de los retornos de los fondos bajo la hipótesis nula de que el alfa es cero, y comparándola como la distribución estimada (para ver si es suerte o habilidad), sostienen que sólo los fondos de los percentiles más altos presentan habilidad de selección de activos.

⁹ No consideran los costos de administración activa para determinar el valor agregado de los fondos desde la perspectiva del inversionista.

de los bonos corporativos estadounidenses, y una variable dummy para el mes de enero. Encuentra que la incorporación de estas variables en la evaluación de desempeño es económica y estadísticamente significativa. Concluye que la estimación con coeficientes condicionados permite obtener mejores predicciones dentro y fuera de muestra respecto a estimaciones con coeficientes constantes. Además, encuentra evidencia de que los fondos estadounidenses presentan la habilidad de security selection y market timing.

En esta misma línea de investigación está el trabajo de Avramov y Wermers (2006), que realiza, también, una evaluación de desempeño en base a los 4F de F-F-C, condicionada en el rezago del dividend yield del índice CRSP, el default spread de los bonos corporativos estadounidenses, el term spread de los bonos del tesoro, y el retorno de los t-bill. Mediante esta estimación con coeficientes condicionados a variables macro rezagadas se hacen cargo de la predicción de la habilidad de los administradores de fondo, de sus betas respecto a los factores de mercado, y de los retornos de los portafolios de referencia. Encuentra evidencia que la administración activa de fondos sí crea valor desde el punto de vista del inversionista, y que las estrategias que invierten en los fondos en los cuales se predice mayor habilidad de sus administradores son las estrategias más rentables.

Como se puede apreciar, la literatura reciente está introduciendo nuevas metodologías y cambiando los resultados tradicionales. Las investigaciones más recientes han hecho aportes significativos en cuanto a un mejor manejo de base de datos y de medidas de habilidad utilizadas.

III. Base de Datos y Metodología

Se construyó la base de datos de los retornos netos mensuales y series de patrimonio administrado de los fondos mutuos accionarios nacionales a partir de los informes mensuales que publica la SVS (Superintendencia de Valores y Seguros de Chile) para toda la categoría, en el período que va desde abril-2002 hasta abril-2014, y se consideró las series de fondos A de cada uno de ellos, al resultar más representativas en cuanto al tema a investigar.

Por otro lado, se obtuvo las series de tasa anual de costos totales (TAC totales) de la serie A de cada uno de estos fondos, que fueron sumados a los retornos netos para así obtener los retornos brutos de los fondos. A continuación en la tabla 1 se reporta la estadística descriptiva del promedio equally-weighted de la TAC total de la categoría de fondos en el período de muestra. En el apéndice A se presenta esta misma información descompuesta para cada uno de los 13 años considerados.

Tabla 1. Estadística Descriptiva TAC Totales en Porcentajes Anuales

Período	Media (%)	Desv. Est. (%)	Mín (%)	Máx (%)
2002-2014	4,8725	0,2612	4,5305	5,2172

Se tiene que en abril-2002 existían sólo 17 fondos mutuos en esta categoría, mientras que en abril-2014 dicho número ascendió a 39. En el período en cuestión, 4 fondos se retiraron de la industria, no obstante alcanzaron a estar un suficiente número de meses como para que no sea necesario extraerlos de la muestra. En el período existieron 43 fondos en total, aunque 6 de ellos presentan menos de 30 meses de retornos en la muestra por lo que no se consideraron en la estimación, al ser un número de meses muy bajo en términos absolutos, y relativo al total de la muestra. Sin embargo, estos fondos filtrados fueron creados recientemente y siguen existiendo, por lo que es poco probable que exista algún tipo de sesgo de selección.

El período muestral se fundamenta en lo explicado anteriormente de que a comienzos de siglo parece haberse iniciado una profundización del mercado de capitales chileno, particularmente en la industria de fondos mutuos. Literatura previa chilena enfocada al estudio de fondos mutuos no ha abarcado este período, por lo que será interesante estudiarlo por separado.

La serie de retorno del IPSA, que incluye el pago de dividendos, se obtuvo a partir de la base de datos financiera *Economática*, al igual que las series de retorno de todas las acciones transadas en Chile, que a abril de 2014 son 244. Por otra parte, se obtuvieron las series de *market-cap* y de *book-to-market* para cada una de ellas, para así poder construir los portafolios autofinanciados SMB, HML y UMD. Se formaron estos portafolios siguiendo la metodología propuesta por Fama y French (1992), y Carhart (1997). Para esto, se aplicaron filtros de liquidez, de razón book-to-market, de market cap, y no se consideraron empresas financieras, ya que, según Fama y French (1992), el significado de la razón book-to-market es distinto en este tipo de empresas dado su alto nivel de apalancamiento. Finalmente quedaron 57 acciones disponibles para formar los portafolios SMB, HML, UMD, que son rebalanceados mensualmente. Este último es un punto relevante a considerar y que puede influenciar la aplicabilidad de estos tres factores en el caso chileno, ya que, por ejemplo, Fama y French (1992) contaban con 4.419 acciones en su base de datos, lo que permite tener mayor variabilidad en las características de las empresas.

La serie mensual de precios internacionales del cobre y petróleo en dólares estadounidenses fueron extraídas de *Bloomberg*, mientras que la serie mensual desestacionalizada del IMACEC (Índice Mensual de Actividad Económica local) se obtuvo a partir de la base de datos del Banco Central de Chile (BCCh). El argumento de utilizar la serie de precios del cobre y petróleo en dólares estadounidenses y no en pesos chilenos, es que las variables macroeconómicas que explican los retornos accionarios chilenos según el estudio de Fuentes, Gregoire y Zurita (2005) son la sorpresa del retorno del cobre y petróleo en dólares estadounidenses, y no en pesos chilenos. Si se utilizara las series en pesos chilenos, estaría implícita la serie de retorno del tipo de cambio, la cual ha mostrado ser no significativa para el caso del mercado de capitales chileno y, por lo tanto, generaría ruido en las estimaciones. Estos datos serán necesarios para realizar la evaluación de desempeño condicional, es decir, a partir del modelo con coeficientes condicionados a estas variables macro rezagadas. El período de muestra para esta estimación va desde marzo-2003 hasta abril-2014. Esto último debido a que no se encuentra disponible una serie de tiempo desde antes de marzo-2003 para el IMACEC que cumpla los requerimientos.

Se utilizará como tasa libre de riesgo el retorno de los PDBC (Pagares Descontables del Banco Central de Chile) nominales a 30 días, cuya serie se obtuvo a partir de la base de datos del

Banco Central de Chile (BCCCh). La elección de esta tasa como la tasa libre de riesgo pertinente para el estudio se debe a que es la tasa de interés que ofrece un activo de deuda del gobierno chileno que es prácticamente (ya que presenta riesgo soberano) libre de riesgo de no pago, y corresponde a la tasa de un activo que realiza sus pagos a 30 días, que es la misma frecuencia de tiempo de las series utilizadas.

IV. Modelo Empírico

Fama y French (1996), mediante un estudio empírico en el período 1963-1990 llega a la conclusión de que además del riesgo de mercado, existen otros dos factores que explican los retornos accionarios, SMB y HML. Por otra parte, Carhart (1997) encuentra evidencia de que existe, además, otro factor explicativo que se ajusta a los datos, UMD. Todos estos factores son carteras autofinanciadas que pueden ser asociadas al cambio en las variables estado en el modelo multifactorial ICAPM de Merton (1973). Por lo tanto, los modelos empíricos de este estudio se especificarán en base a estos cuatro factores de riesgo sistemático.

En Chile, Kristjanpoller y Liberona (2010) realiza un estudio empírico con datos mensuales para 1998-2007, con el fin de determinar si acaso es el modelo CAPM, Reward Beta, o el modelo multifactorial de Fama y French el que mejor se ajusta al mercado de capitales chileno. Los resultados sugieren que es el modelo multifactorial de Fama y French, con sus factores adicionales SMB y HML, el que mejor predice los retornos accionarios en Chile en el período en cuestión, y su ajuste es significativo.

En lo que sigue, se presentará los modelos empíricos de medición de habilidad tanto en versión de coeficientes constantes como dinámicos. Estos están especificados a partir de los 4F de F-F-C. El retorno del mercado será, para el caso de este estudio, el retorno del índice accionario chileno IPSA.

1. Medición de Habilidad con Coeficientes Constantes

Se considerará que la habilidad de un administrador de fondos está compuesta por las habilidades de “stock picking” y de “style timing”. Esto es, un administrador puede tener la habilidad de predecir el retorno de acciones individuales en el corte transversal (stock picking) y también puede tener la habilidad de predecir el retorno conjunto de todas las acciones de su clase en relación a otros activos, a lo largo del tiempo, lo cual es invertir de manera oportuna (style timing). A continuación se explican estas dos medidas de habilidad.

1.1. Style Timing

Treynor y Mazuy (1966), fueron los primeros en proponer una medida para la habilidad de market timing en la administración de fondos. Esta medida corresponde a la estimación del coeficiente γ_{MKT} de la siguiente regresión,

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_{MKT}(MKT_t - r_{ft}) + \gamma_{MKT}(MKT_t - r_{ft})^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

En que R_{it} es el exceso de retorno del fondo i sobre la tasa libre de riesgo r_{ft} en t , MKT_t es el retorno del índice de mercado en t , y ε_t es un ruido blanco.

Estos autores argumentan que un administrador tendrá la habilidad de market timing si su coeficiente γ_{MKT} es positivo y estadísticamente significativo. En efecto, si un administrador se anticipa sistemáticamente al retorno del mercado, tendrá la capacidad de ajustar el beta del portafolio para así cambiar la sensibilidad de su retorno, respecto al retorno del mercado. Por ejemplo, si el administrador anticipa que el retorno efectivo del mercado será superior al exceso de retorno promedio en el tiempo, debería aumentar en este período el beta de mercado del portafolio, lo cual es una estrategia de market timing. Un éxito de esa estrategia se reflejaría en un coeficiente positivo. Lo mismo ocurre si el administrador anticipa que el retorno efectivo será menor que el promedio. Argumentan que la forma funcional para determinarlo debe ser cuadrática debido a que mientras mayor es el exceso de retorno esperado del mercado, más fácil es para los administradores acertar el pronóstico y, por lo tanto, la proporción de inversión en el mercado debe aumentar a tasas crecientes al exceso de retorno de mercado para que exista timing.

Se propondrá en esta investigación una medida de habilidad que es una extensión de la medida de Treynor y Mazuy (1966). Ella considera la posibilidad de habilidad de timing en los factores SMB, HML, UMD, además de MKT. Es decir, estima la capacidad del administrador de cambiar los estilos de inversión oportunamente en el tiempo. Así, el modelo empírico de esta medida de habilidad considera, además, el cuadrado del retorno de SMB, HML, y UMD, es decir, se mantiene la forma funcional cuadrática.

Esta medida puede ser vista como la habilidad de los administradores de pronosticar los movimientos de los excesos de retorno de IPSA, SMB, HML, UMD en el tiempo, e invertir acorde a dicho pronóstico. Todos estos factores son estrategias de inversión que tienen una distribución de retornos, por lo tanto, los administradores tienen la posibilidad de cambiar la composición de su portafolio a partir de las acciones que tienen disponibles para invertir, que varían en cuanto a sus sensibilidades con los respectivos factores, para así realizar una estrategia de timing en alguno(s) de estos estilos de inversión. Tal como sugiere Admati, Bhattacharya, Pfleiderer y Ross (1986), en el modelo de Treynor y Mazuy (1966) el beta de mercado escogido por los administradores será una función lineal de su expectativa del retorno del mercado.

El modelo empírico a utilizar para estimar esta habilidad se presenta a continuación.

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_{MKT}(MKT_t - r_{ft}) + \beta_{HML}HML_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{UMD}UMD_t \quad (2)$$

$$+ \gamma_{MKT}(MKT_t - r_{ft})^2 + \gamma_{HML}HML^2 + \gamma_{SMB}SMB^2 + \gamma_{UMD}UMD^2 + \varepsilon_t$$

Se define que un administrador tendrá style timing en el estilo j si γ_j resulta ser positivo y estadísticamente significativo. Análogo para el caso de style timing en los demás factores. Si un administrador presenta un γ_j negativo y estadísticamente significativo, se define que posee anti-timing en el estilo j . Esto es, el administrador aumenta la sensibilidad del fondo al factor j cuando el retorno de j , ex-post, resultó ser bajo. Esto último se traduce en una ecuación característica cuadrática negativa, es decir, una relación cóncava entre el retorno del fondo y el retorno del

factor.

La medida style timing (ST) corresponderá a la sumatoria de los coeficientes asociados a los cuadrados de los factores de riesgo, sí y solo sí son estadísticamente distintos de cero de manera individual, y si se rechaza la hipótesis nula del test F de que la sumatoria de los coeficientes es igual a cero. La medida es la siguiente,

$$ST = \sum_j \gamma_j \quad \text{ssi} \quad |t(\gamma_j)| > |t_{1-\alpha/2}| \wedge F(\sum_j \gamma_j = 0) > F_{1-\alpha}, \quad (3)$$

con $j = \text{MKT, HML, SMB, UMD}$

1.2. Stock Picking

Este tipo de habilidad representa la capacidad del administrador de seleccionar activos subvalorados para sobreponderarlos, y de detectar activos sobrevalorados para subponderarlos, con el fin de entregar una rentabilidad superior a la rentabilidad que entrega una cartera de referencia o benchmark. En el modelo de la ecuación (2), la habilidad de stock picking se manifiesta en la constante de la regresión (alfa 4 factores, ver ecuación (4) y (5)). Se determinará, entonces, el alfa bruto y neto de costos de administración a partir de los siguientes dos modelos, respectivamente,

$$R_{it} = \alpha_{0_{4F}}^B + \beta_{\text{MKT}}(\text{MKT}_t - r_{ft}) + \beta_{\text{HML}}\text{HML}_t + \beta_{\text{SMB}}\text{SMB}_t + \beta_{\text{UMD}}\text{UMD}_t \quad (4)$$

$$+ \gamma_{\text{MKT}}(\text{MKT}_t - r_{ft})^2 + \gamma_{\text{HML}}\text{HML}^2 + \gamma_{\text{SMB}}\text{SMB}^2 + \gamma_{\text{UMD}}\text{UMD}^2 + \varepsilon_t$$

$$R_{it} - C_{it} = \alpha_{0_{4F}}^N + \beta_{\text{MKT}}(\text{MKT}_t - r_{ft}) + \beta_{\text{HML}}\text{HML}_t + \beta_{\text{SMB}}\text{SMB}_t + \beta_{\text{UMD}}\text{UMD}_t \quad (5)$$

$$+ \gamma_{\text{MKT}}(\text{MKT}_t - r_{ft})^2 + \gamma_{\text{HML}}\text{HML}^2 + \gamma_{\text{SMB}}\text{SMB}^2 + \gamma_{\text{UMD}}\text{UMD}^2 + \varepsilon_t$$

Donde R_{it} corresponde al exceso de retorno mensual del fondo i sobre la tasa libre de riesgo r_{ft} (PDBC a 30 días) en el mes t , y C_{it} es la tasa mensual de costos o comisiones totales del fondo i en t . Es decir, stock picking se estima en base a la misma ecuación que el style timing, aunque para el caso del alfa neto se debe restar los costos de administración a los excesos de retorno bruto de los fondos.

El alfa de 4 factores (propuesto originalmente por Jensen) es una medida del exceso de retorno de una cartera por sobre el retorno que predice el modelo tendría una cartera pasiva *con los mismos estilos de inversión*, es decir, con igual riesgo. La cartera pasiva, o “de referencia”, o benchmark, es hipotética, pues no es explicitada a los inversionistas. Los coeficientes del lado derecho de las ecuaciones corresponden a las proporciones que el administrador, en promedio, eligió de los distintos riesgos de mercado, ajustado por el style timing.

Como se puede ver, stock picking y style timing se estiman simultáneamente a partir del mismo modelo empírico, pues un mismo administrador puede presentar ambos tipos de habilidad.

Si se estimara stock picking sin considerar como variable independiente el cuadrado de los factores de riesgo, luego la estimación será sesgada (ya que habría variables omitidas), y el alfa estimado estaría incorporando parte de la habilidad de style timing. Esto último es demostrado por Admati, Bhattacharya, Pfleiderer y Ross (1986), en que sostiene que una regresión cuadrática como la ecuación (4) o (5) es válida para estimar ambos tipos de habilidad conjuntamente, y permite estimar un tipo de habilidad ajustado por la otra. Más aún, el propio Jensen (1967) señala que el alfa de Jensen es una medida insesgada de selectividad sólo si nos encontramos frente a un administrador que no presenta habilidad de timing. Dado que un administrador puede presentar timing positivo o negativo (“anti-timing”), el alfa de Jensen puede estar sesgado en ambas direcciones.

Es preciso destacar, también, que en este modelo los coeficientes beta son constantes en el tiempo. Es decir, la regresión busca una cartera pasiva rígida en el tiempo para cada fondo, con el fin de usarla como referencia o benchmark para ese fondo. Se hace esto en parte, también, con el fin de simplificar esta primera sección de la exposición.

La “actividad” del fondo activo se manifiesta en la libertad para modificar la composición de la cartera efectiva. Debido a que tres de los factores de riesgo corresponden a portfolios de costo cero, se podría decir, también, que la acción promedio (o todo el mercado accionario) no puede recoger el efecto de los factores de riesgo SMB, HML, UMD.

2. Medición de Habilidad con Coeficientes Dinámicos

Es sabido que ciertas variables macroeconómicas, que son diferentes en distintas economías, afectan los retornos del conjunto de las acciones locales a lo largo del tiempo. Ello ocurre por medio de afectar a los factores de riesgo sistemático. Por lo tanto, la habilidad de los administradores en cuanto a pronosticar el retorno de estas variables macro, les permitiría realizar estrategias de selección de activos y timing.

Esto puede ser visto como un proceso en dos etapas, puesto que primero los administradores predicen las variaciones en las variables macro, y a partir de dichas predicciones realizan pronósticos de los retornos de los 4F de F-F-C, para luego realizar estrategias de inversión adecuadas y oportunas.

Lo importante es que en este escenario, el portafolio de referencia o benchmark (contra el cual se mide el desempeño de los administradores) va variando en el tiempo en cuanto a su composición en términos de los 4 factores de riesgo. Si es posible predecir por medio de una variable macro que caerán los retornos de cierto factor de riesgo en los próximos meses, entonces el benchmark pertinente es uno donde, en esos meses, ese factor tiene una ponderación menor que en un mes promedio. Por lo tanto, el econométrico debe permitir que los coeficientes del portafolio de referencia varíen en el tiempo, de ahí la denominación “coeficientes dinámicos”. Recordemos que, para realizar una estrategia de timing es necesario, precisamente, que el administrador cambie las exposiciones a los factores de riesgo, por lo que estimar con coeficientes dinámicos es sustancialmente necesario.

Se realizará la estimación de stock picking y style timing simultáneamente a partir de un mismo modelo empírico, siguiendo la metodología de estimación con coeficientes dinámicos de

Avramov y Wermers (2006), y cuyo pionero fue Ferson y Schadt (1996). Se dice también que esta es una evaluación de desempeño “condicional”, por cuanto la dinámica intertemporal del alfa y betas depende de variables macro rezagadas.

Cabe destacar que en este contexto se considerará la habilidad de style timing como una medida general, es decir, sin descomponer en timing respecto a los factores IPSA, SMB, HML, UMD. Con todo, este trabajo presentará una descomposición de las ganancias por habilidad timing a partir de las variables macro que la generaron. Mediante la dinámica de las variables macro rezagadas los administradores pueden o no tener la capacidad de realizar timing en los 4F de F-F-C, lo que genera un exceso de retorno ajustado por riesgo, lo cual es la medida de timing en este contexto.

El modelo empírico a utilizar es el siguiente,

$$R_{it} = \alpha_{ic} + \alpha'_{iT}\mathbf{x}_{t-1} + \beta'_{ic}\mathbf{b}_t + \beta'_{iT}(\mathbf{b}_t \otimes \mathbf{x}_{t-1}) + v_{it} \quad (6)$$

En que R_{it} corresponde al exceso de retorno del fondo i en el mes t por sobre la tasa libre de riesgo, \mathbf{x}_{t-1} es el vector de retornos de las variables macro en el mes $t-1$, \mathbf{b}_t corresponde al vector de retornos de los factores de riesgo sistemático (en este estudio se usará los 4F de F-F-C), y v_{it} es un error específico al fondo i en el mes t , distribuido normal con media cero y varianza finita. Se adopta el supuesto de que estos errores son no correlacionados entre fondos y en el tiempo.

De este modo $\alpha_{ic} + \alpha'_{iT}\mathbf{x}_{t-1}$ son medidas de las habilidades stock picking y style timing, respectivamente. Como se puede apreciar, la medida de habilidad de timing se puede descomponer según la variable macro a la cual se aplica. Un administrador puede tener habilidad de timing debido a que sabe incorporar la información de una variable macro en particular en sus decisiones de inversión, y no necesariamente la de las otras.

Por otra parte, β'_{ic} corresponde al componente constante en el tiempo del portfolio de referencia implícito que ocupa este administrador (no revelado a los inversionistas). Por último, β'_{iT} recoge el ajuste automático del portfolio de referencia implícito, que ocurre en respuesta a variaciones en las variables macro \mathbf{x}_{t-1} .

En esta investigación se considerarán las variables macro pertinentes para la economía chilena, determinadas por otros estudios. Fuentes, Gregoire y Zurita (2005) realizó un estudio empírico que indica que las tres principales variables macro son la sorpresa en el cambio porcentual en el IMACEC, la sorpresa en el cambio porcentual del precio internacional del cobre medido en dólares estadounidenses, y la sorpresa en el cambio porcentual del precio internacional del petróleo medido en dólares estadounidenses.

Estos autores argumentan que el valor esperado del cambio porcentual de los precios internacionales del cobre y del petróleo es cero, debido a que dichos precios parecen seguir un proceso de caminata aleatoria (*random walk*). Este último supuesto es respaldado por el estudio empírico de Harvey, Kellard, Madsen, Wohar (2010), que encuentra que la serie de precios internacionales del cobre y petróleo no presenta tendencia, incluso después de tomar en cuenta

posibles cambios de régimen¹⁰.

Para el caso del valor esperado del cambio porcentual del IMACEC, argumentan que se adapta mejor un proceso ARMA. En el período de muestra de este estudio, determinamos que el modelo ARMA que mejor se ajusta al crecimiento que tuvo el IMACEC fue un proceso AR(1), determinado a partir de la metodología de Box-Jenkins. Por eso, la sorpresa en el cambio porcentual del IMACEC es la diferencia entre el cambio porcentual observado y el cambio porcentual predicho por el modelo AR(1).

Estas variables macro son importantes para el caso chileno, puesto que las exportaciones de cobre han recaudado entre 50% y 60% de las exportaciones totales en los últimos 40 años, importa el 98% del crudo o sus derivados que consume y es su principal importación e insumo productivo. Por otro lado, el IMACEC es un índice de producción mensual agregada que calcula y publica el Banco Central de Chile (BCCh), que considera a todos los sectores productivos.

Regresiones Rolling y Predicción de la Habilidad Futura

Los inversionistas pueden estar muy interesados en obtener series de tiempo para las medidas de habilidad de los distintos administradores. Ello puede ser de gran valor, pues esos resultados pueden ser utilizados para pronosticar el desempeño futuro de cada uno de los administradores, en la medida que exhiban suficiente inercia.

Con el fin de obtener esas series, la estimación de la ecuación (6) se realizará mediante la técnica rolling OLS para el caso de los fondos individuales, que es una estimación OLS con una ventana de tiempo de tamaño fijo, que se mueve a lo largo de todo el período de muestra. Se considerará una ventana de tiempo de 30 meses, que se moverá, por lo tanto, 105 veces dentro del período de muestra. Esto permitirá determinar la dinámica de las medidas de habilidad en el tiempo, y así ver si acaso la habilidad pudiese ser pronosticada por los inversionistas. Es preciso destacar que α_{ic} en la ecuación (6) es constante, por este motivo, se realizará el análisis considerando submuestras y ver así su variabilidad en el período estudiado.

La estimación vía esta metodología permitirá tener una mejor noción acerca de las medidas de habilidad estimadas, pues tendremos acceso a su dinámica entre submuestras. Más aún, esta metodología toma en cuenta la variabilidad de los coeficientes beta dados por el administrador en el tiempo, por lo que se construye un portafolio benchmark más preciso para cada uno de los meses de la muestra. Es importante destacar que el hecho de hacer la estimación en submuestras tiene un costo asociado, en el sentido de que una estimación en base a un menor número de meses implica un mayor error estándar.

El objetivo es determinar si acaso un inversionista puede proyectar las habilidades y *risk-loadings* de los fondos en el futuro, dada la secuencia pasada, y así tomar decisiones de inversión.

¹⁰ El resultado se obtuvo considerando el período 1800-2005, y también para submuestras de este. Los autores contrastaron la presencia de tendencia lineal a partir de un test robusto al orden de integración de las series, y también a posibles cambios de régimen. Para el caso del cobre y petróleo no se pudo rechazar la hipótesis nula de no tendencia a los niveles convencionales.

V. Estimaciones

1. Tests Econométricos

Un objetivo de este estudio es revisar la validez econométrica de uno de los supuestos que ha adoptado la literatura internacional existente, que es la ausencia de raíces unitarias o comportamiento explosivo en las series de retornos de los activos y/o fondos estudiados. Haremos pruebas para aproximarnos a esta posibilidad, pues de estar presentes el método de estimación perdería su validez, tal como indica Enders (2004).

Con el fin de evaluar esta posibilidad, se realizó el test KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) para así determinar si efectivamente las series de tiempo son estacionarias. La hipótesis nula de este contraste es que el proceso es estacionario en niveles. Así, se procedió a testear cada una de las series $\{R_{it}^B\}_{i=1}^{i=37}$, $\{R_{it}^N\}_{i=1}^{i=37}$ (retornos brutos y netos, respectivamente); $\{IPSA_t\}$, $\{HML_t\}$, $\{SMB_t\}$, $\{UMD_t\}$; $\{Cobre_t\}$, $\{Petróleo_t\}$, $\{IMACEC_t\}$ (retorno sorpresa del cobre, petróleo, e IMACEC, respectivamente), para así verificar si son series estacionarias.

Se obtuvo como resultado que las series de retorno bruto y neto de los 37 fondos de la muestra son series estacionarias en niveles, al igual que las series de retorno del IPSA, SMB, HML, UMD, Cobre, Petróleo, e IMACEC. Este resultado es robusto a la especificación de la regresión muestral de los contrastes, es decir, no depende del número de rezagos de la variable dependiente utilizados y si acaso se incluye o no drift y constante. Se puede concluir, entonces, que la estimación por OLS es apropiada en este caso, y se puede tener confianza en cuanto a la consistencia de las estimaciones. Los gráficos de las series de retorno de IPSA, SMB, HML, UMD, Cobre, Petróleo, e IMACEC se reportan en el apéndice B.

Por otra parte, se realizó el test de Pormentau y el test de Bartlett para determinar si acaso los residuos de las regresiones son ruido blanco. La hipótesis nula de estos tests corresponde a que los residuos son ruido blanco. No se pudo rechazar la hipótesis nula al 5% de significancia tanto para los modelos de retornos bruto como neto. Es decir, no se puede rechazar que los residuos sean ruido blanco. Esto sugiere que no debería haber problemas con la inferencia estadística en cuanto a la aplicación de los test t y F tradicionales, aunque no se puede descartar lo contrario.

Con el objetivo de realizar una inferencia estadística más precisa sobre las medidas de habilidad, se realizaron simulaciones bootstrap con reemplazo en base a 1000 repeticiones de los distintos modelos empíricos. De esta forma, se derivaron los intervalos de confianza al 95% mediante la metodología bootstrap del percentil-t para cada una de las medidas de habilidad. Estos intervalos de confianza se presentan al final de cada subsección, y permiten comprobar si acaso las inferencias iniciales, que suponían una distribución normal estándar, son válidas. La estimación de los intervalos se realizó mediante bootstrap no-paramétrico, es decir, no se hacen supuestos acerca de la distribución del parámetro de interés, en este caso, los estadísticos. Tal como sostiene Efron y Tibshirani (1993), el único supuesto de este tipo de procedimientos es que la muestra obtenida es representativa de la población de interés. En el contexto de este estudio empírico, la muestra obtenida es equivalente a la población, puesto que el propósito de la inferencia es emitir conclusiones de la habilidad financiera de los fondos mutuos accionarios

chilenos sobre un período de tiempo específico, y no en términos generales.

2. Estimación con Coeficientes Constantes

Esta sección permite contrastar los resultados de la amplia literatura sobre el desempeño de fondos mutuos en los Estados Unidos, con el desempeño de los administradores chilenos. Esa literatura sugiere que los administradores de fondos no agregan valor, pero la literatura más reciente contradice eso y atribuye la diferencia a que la metodología de coeficientes constantes no es adecuada. Por eso, conviene suspender la aceptación de los resultados de esta sección hasta conocer el resultado de la metodología de coeficientes dinámicos, que está en la sección 3.

2.1. Stock Picking Individuales

A pesar de que los residuos de las regresiones sean ruido blanco, estos pueden estar correlacionados entre fondos, en el corte transversal. La correlación entre los retornos de los fondos se puede descomponer en aquella correlación debido a la exposición a los factores de riesgo sistemático, y la correlación de sus residuos, en corte transversal. A su vez, la correlación de los residuos puede provenir de que los fondos invierten en las mismas acciones aunque en distintas proporciones, o de que los retornos de los fondos son afectados indirectamente por variables comunes, por ejemplo, a través de los factores de riesgo sistemático.

Por esta razón, la estimación de los alfa y betas de los fondos individuales se realizará mediante *Seemingly Unrelated Regressions (SUR)*. Esta es una estimación del sistema de ecuaciones generado por los modelos de todos los fondos individuales, y que realiza una estimación robusta de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos. Esta metodología permite incorporar a la estimación la información contenida en las correlaciones de los residuos para que así esta sea más precisa. Esto no sería capturado si se estimaran los modelos individualmente por MCO, pues en ese caso se estaría suponiendo que los residuos de los distintos fondos no están correlacionados en el corte transversal. La metodología SUR realiza una estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores que es constante en el período de muestra, por lo que en ese sentido es compatible con este modelo de coeficientes constantes, que se basa en promedios de las exposiciones a los distintos riesgos. No obstante, esto puede eventualmente generar limitaciones en las conclusiones puesto que es sabido que las varianzas y covarianzas de los errores cambian en el tiempo.

Esta consideración es especialmente necesaria para el caso de este estudio, puesto que el mercado de capitales chileno está conformado por un número reducido de acciones líquidas, y dentro de estas algunas corresponden a un alto porcentaje de la capitalización bursátil total del índice accionario local (IPSA). En efecto, luego de aplicar los filtros para la construcción de los 4F de F-F-C contamos con sólo 57 acciones, y en promedio la categoría accionario nacional invierte en unas 20 acciones. Lo anterior hace probable que la correlación entre los residuos de los modelos individuales provenga del hecho que los fondos invierten un alto porcentaje de su patrimonio administrado en prácticamente las mismas acciones, aunque en distintos porcentajes.

Se estimó la ecuación (4) y (5), para así obtener una medida del stock picking bruto y neto

de costo de cada uno de los 37 fondos de la muestra. Los resultados detallados de las estimaciones se presentan en el apéndice C y D.

2.1.1. Alfa Bruto

Se tiene que los factores SMB y HML son estadísticamente significativos en la mayoría de las estimaciones, y explican las desviaciones de los estilos de inversión de cada uno de los administradores respecto a simplemente mantener IPSA. Es decir, un fondo que replique las ponderaciones del IPSA tendrá un coeficiente igual a cero en SMB, HML, y UMD. En cambio, un fondo orientado a empresas de baja capitalización bursátil tendrá un coeficiente asociado a SMB positivo y significativo. De la misma forma, un fondo enfocado a empresas *value* tendrá un coeficiente asociado a HML positivo y significativo. Análogo para el caso de fondos enfocados en otros estilos de inversión.

El factor UMD resultó tener menor poder explicativo. Una posible razón es que los fondos de la categoría accionario nacional tienden a cambiar la composición de sus portafolios continuamente, por lo que el factor *momentum* no explicaría mayormente sus retornos. Otra explicación plausible es que los administradores chilenos no utilicen ese factor de riesgo por otras razones.

Al aplicar simulaciones bootstrap para obtener nuevos intervalos de confianza del percentil-t, se encuentra que 6 de los 37 fondos (16.2%) tienen un alfa bruto positivo y significativo, mientras que los restantes 31 fondos (83.8%) tienen un alfa bruto que no es estadísticamente distinto de cero (ver apéndice C).

Cabe destacar que la inferencia mediante bootstrap arrojó conclusiones levemente distintas de las obtenidas vía test-t tradicional¹¹.

2.1.2. Alfa Neto

La inferencia estadística a partir de intervalos de confianza bootstrap señala que sólo 6 de los 37 fondos (16.2%) tuvieron un alfa neto negativo y significativo, mientras que los restantes 31 fondos (83.8%) tuvieron un alfa neto que no es estadísticamente distinto de cero (ver apéndice D). De igual forma, este resultado difiere del obtenido a partir del intervalo tradicional¹².

Concluimos que la inferencia mediante bootstrap es necesaria, en el sentido de que levanta el supuesto de normalidad asintótica del estadístico t y logra construir intervalos de confianza más precisos, al menos para el caso de los fondos individuales.

¹¹ Considerando la inferencia estadística tradicional, los resultados de la estimación de stock picking bruto sugieren que 4 de los 37 fondos de la muestra (10.8%) presentan un alfa bruto positivo y estadísticamente significativo. Los restantes 33 fondos (89.2%) presentan alfas bruto positivos y negativos, pero no son estadísticamente distintos de cero¹¹ (ver apéndice C).

¹² Los resultados de la estimación de stock picking neto sugieren que 8 de los 37 fondos de la muestra (21.6%) presentan un alfa neto negativo y estadísticamente significativo. Ninguno de los restantes 29 fondos (78.4%) presentan alfa neto estadísticamente distintos de cero¹² (ver apéndice D).

2.1.3. Estadísticas Stock Picking Individual

Se tiene que los 6 fondos que resultaron tener un alfa bruto positivo y significativo, presentan un alfa neto que no es estadísticamente distinto de cero. Este resultado sugiere que los fondos que sí crean valor en términos brutos parecen apropiarse completamente de este, sin traspasar nada a sus inversionistas.

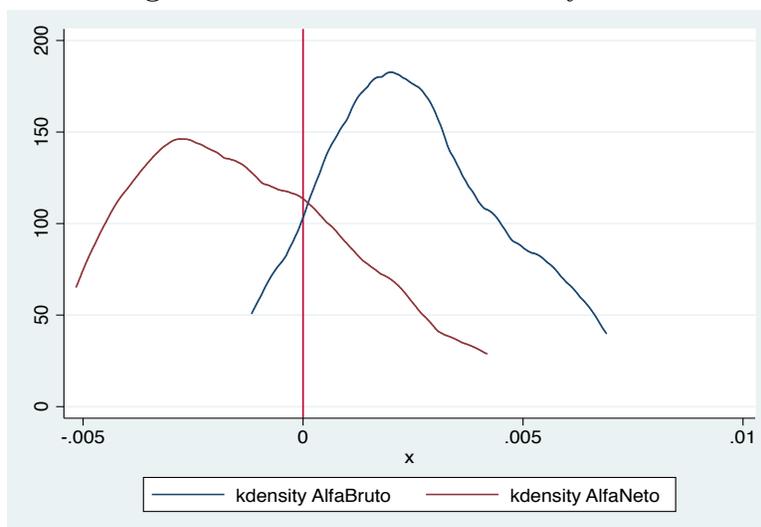
A continuación en la tabla 2 se resume los resultados en cuanto a stock picking de los fondos individuales.

Tabla 2. Resultados Stock Picking Bruto y Neto Individuales

	Inferencia Bootstrap
Alfa Bruto positivo y significativo	6 fondos
Alfa Bruto no significativo	31 fondos
Alfa Bruto negativo y significativo	0 fondos
Alfa Neto positivo y significativo	0 fondos
Alfa Neto no significativo	31 fondos
Alfa Neto negativo y significativo	6 fondos

El gráfico de distribución del alfa bruto y neto mensuales se presenta en la figura 1 a continuación. Se puede ver que el alfa bruto tiene una media positiva, y que el alfa neto tiene una media negativa. Ambas distribuciones tienen una clara asimetría hacia la derecha y kurtosis.

Figura 1. Densidad Alfa Bruto y Neto



2.2. Style Timing

Esta sección mantiene la metodología de coeficientes constantes. Por eso, conviene suspender la aceptación de los resultados de esta sección hasta conocer el resultado de la metodología de coeficientes dinámicos, que está en la sección 3. Se estimó la ecuación (2) para medir el style timing de cada uno de los 37 fondos de la muestra. Los resultados detallados de las estimaciones se presentan en el apéndice G.

La estimación se efectuó mediante la técnica SUR, por la razón explicada anteriormente. Los resultados indican que 36 de los 37 fondos (97.3%) no presentan la habilidad de style timing, es decir, no se puede rechazar la hipótesis nula de que la suma de los coeficientes de timing sea cero (ver apéndice G), tal como se muestra en la tabla 3. Es decir, estos fondos no tienen la habilidad de aumentar la proporción invertida en los estilos de inversión de manera oportuna, antes de que sus retornos, ex-post, sean altos. Respecto al solitario administrador que sí es significativo¹³ (fm16), los resultados revelan que presenta anti-style timing, es decir, invierte inoportunamente en los estilos de inversión¹⁴. Es decir, se podrían generar buenos retornos haciendo exactamente lo contrario a lo que haga fm16. Se construyeron intervalos de confianza bootstrap de los coeficientes de timing, pero en este caso las conclusiones no cambiaron (ver apéndice G).

Tabla 3. Resultados Style Timing Individuales

	Inferencia Bootstrap
Style Timing positivo y significativo	0 fondos
Style Timing no significativo	36 fondos
Style Timing negativo y significativo	1 fondos

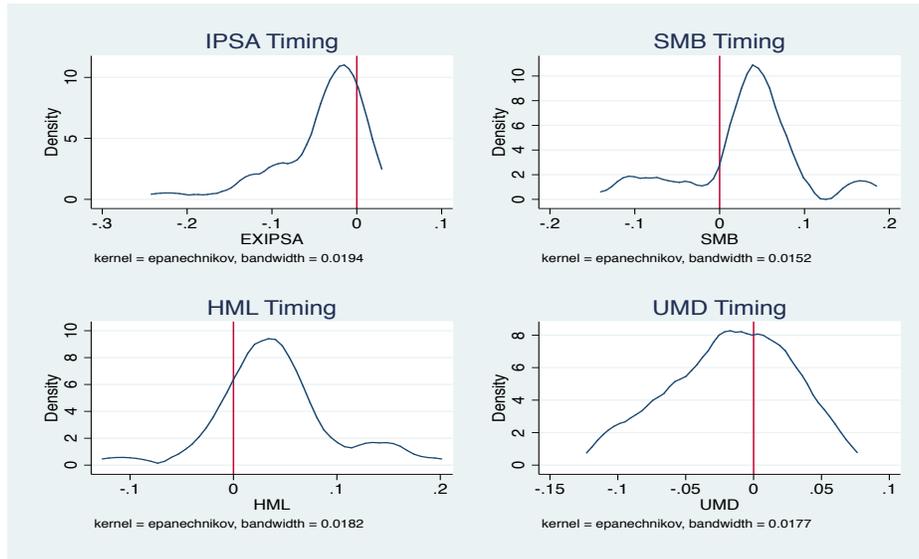
Estos resultados no sorprenden, pues son acorde a lo encontrado en los estudios de desempeño de los fondos mutuos estadounidenses, que usaban este tipo de medidas en market timing (IPSA en este contexto). Por ejemplo, Chang y Lewellen (1984), Henriksson (1984), y Grinblatt y Titman (1988) encontraron evidencia que los fondos estadounidenses aumentaban el beta de mercado en circunstancias que su retorno resultó ser bajo. Cabe destacar, sin embargo, que hay que tomar los resultados con cautela ya que la estimación con coeficientes constantes puede ser deficiente en algunos contextos.

A continuación en la figura 2 se reporta la distribución de los coeficientes de timing mensual en IPSA, SMB, HML, UMD, en la categoría de fondos.

¹³ La simulación bootstrap entregó como resultado que es significativo sólo al 10%, mientras que a partir del test-F tradicional es significativo al 5% y 10%.

¹⁴ Se estimó, también, el modelo empírico style timing considerando los retornos netos de costos administrativos de los fondos. Sin embargo, las conclusiones son exactamente las mismas. Esto sugiere que la trayectoria de las comisiones en el tiempo no se relaciona con las estrategias de timing.

Figura 2. Densidad Timing en Factores IPSA, SMB, HML, UMD



Resulta contraintuitivo que sea en el factor IPSA donde se encuentra los peores resultados en cuanto a la media de la habilidad de timing, ya que se esperaría que fuese el factor en el cual mayor información manejen los administradores y, por lo tanto, en el cual tuviesen mejores pronósticos.

Este resultado puede ser interpretado en el sentido de que, a pesar de que en general las cifras no son buenas, puede que exista cierta especialización en el timing respecto a algunos estilos de inversión, y así administradores que presentan timing en un factor no presentan timing en otros.

2.3. Habilidad de la Industria

Se estimaron las medidas de stock picking y style timing a nivel de la industria completa. Para esto, se calculó el retorno mensual agregado, tanto bruto como neto de costo, como un promedio equally-weighted de los retornos de los fondos individuales. De la misma forma, también se realizaron las respectivas simulaciones bootstrap para mejorar la inferencia estadística. Esta sección mantiene la metodología de coeficientes constantes. A continuación en la tabla 4 se presenta los resultados de las estimaciones para la habilidad stock picking en retornos netos y brutos de costos, respectivamente, y la habilidad de style timing. El coeficiente *EXIPSA* es el asociado al exceso de retorno del IPSA por sobre la tasa libre de riesgo, mientras que *SMB*, *HML*, *UMD*, son los coeficientes asociados a los respectivos factores de riesgo. Los coeficientes *EXIPSA2*, *SMB2*, *HML2*, *UMD2*, son los correspondientes al cuadrado de los factores de riesgo. Entre paréntesis se muestra el estadístico t asociado a cada coeficiente.

Tabla 4. Estimación Stock Picking y Style Timing

VARIABLES	(1) EXR-Neto	(2) EXR-Bruto
EXIPSA	0.974 (35.48)	0.974 (35.57)
SMB	0.0994 (3.500)	0.0988 (3.488)
HML	-0.0509 (-1.650)	-0.0491 (-1.589)
UMD	0.00620 (0.370)	0.00620 (0.371)
EXIPSA2	-0.388 (-0.997)	-0.397 (-1.023)
SMB2	-0.0257 (-0.0483)	-0.0355 (-0.0667)
HML2	0.416 (1.016)	0.427 (1.043)
UMD2	-0.156 (-0.872)	-0.160 (-0.896)
Constante	-0.00177 (-1.903)	0.00221 (2.379)
Observaciones	145	145
R-cuadrado	0.962	0.962

Como se puede apreciar, el administrador promedio presenta un alfa bruto de 0,00221 mensual, estadísticamente significativo al 5%. Por otra parte, este administrador tuvo un alfa neto de -0,00177 mensual, que no es estadísticamente significativo¹⁵. Por lo tanto, los resultados señalan que los fondos a nivel agregado crean riqueza en términos brutos a una tasa de 2,68% anual, no obstante, esta creación de valor es percibida íntegramente por los propios administradores, pues el alfa neto no es estadísticamente distinto de cero. Estos resultados discrepan de los obtenidos en los estudios basados en fondos estadounidenses con este tipo de metodología, aunque sin corregir por timing, pues el denominador común en ellos ha sido que el alfa bruto es no significativo, mientras que el alfa neto negativo y significativo¹⁶. Este análisis supone que cada uno de los fondos tiene un

¹⁵ No es significativo al 5%, aunque sí al 10%. Bajo este último nivel de significancia el administrador promedio destruiría riqueza desde el punto de vista del inversionista.

¹⁶ Se realizó la estimación de stock picking para la industria considerando el modelo que no corrige por style timing, y realizando la inferencia estadística en base a los intervalos bootstrap, se tuvo que la categoría de fondos presenta un alfa bruto de 0,00143 mensual, pero no es estadísticamente distinto de cero al 5% de significancia. Por otra parte, la categoría tiene un alfa neto de -0,00252 mensual, que es estadísticamente significativo al 5%. Como se puede ver, las

mismo peso en el retorno agregado de la industria, independiente del patrimonio administrado por ellos¹⁷.

Por otro lado, el administrador promedio no presenta habilidad de style timing en el período de muestra según esta metodología de coeficientes constantes, tal como indica la estimación en la tabla 4. Esto se debe a que los coeficientes asociados al cuadrado de los retornos de las estrategias EXIPSA, SMB, HML, UMD, no resultaron ser estadísticamente distintos de cero de manera individual, y no se rechazó la hipótesis nula de que la sumatoria de los coeficientes sea cero¹⁸. Estas conclusiones fueron corroboradas mediante los intervalos bootstrap 95%, es decir, se mantuvieron los resultados obtenidos mediante inferencia tradicional.

Este resultado se alinea a la evidencia de la literatura internacional, y es precisamente el resultado que Kacperczyk, Van Nieuwerburgh y Veldkamp (2014) encuentra en los fondos accionarios estadounidenses, en que sostiene que a pesar de que los fondos pueden perfectamente realizar una estrategia de timing invirtiendo un 100% en acciones, no presentan esta habilidad en el período estudiado. En el contexto de este estudio se puede realizar una estrategia de style timing dada la diversidad de características de las acciones chilenas en cuanto a su sensibilidad a los factores IPSA, SMB, HML, UMD. Por ejemplo, si los administradores esperan que SMB tenga un bajo retorno futuro, tienen la posibilidad de cambiar la composición del portafolio hacia acciones de alta capitalización bursátil, y viceversa. Si los administradores esperan una recesión económica, tendrán habilidad de timing en IPSA si cambian su composición hacia acciones con baja sensibilidad al retorno del IPSA (bajo β_{IPSA}).

3. Estimación con Coeficientes Dinámicos

3.1 Habilidad de los Administradores Individuales

3.1.1. Stock Picking

La estimación del modelo de coeficientes dinámicos para los administradores individuales para el período de muestra completo, es decir, sin aplicar rolling, entregó los resultados que se pueden ver en la tabla 5. Esta estimación se efectuó mediante la técnica *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), por la razón explicada anteriormente. En suma, y a partir de los intervalos bootstrap, 10 fondos (27%) tuvieron un alfa bruto positivo y significativo, mientras que los restantes 27 fondos (73%) tuvieron un alfa bruto no significativo (ver apéndice H). Por su parte, sólo 2 fondos (5.4%) tuvieron un alfa neto negativo y significativo, en circunstancias que los otros 35 fondos (94.6%) tuvieron un alfa neto no significativo (ver apéndice I). Estas conclusiones son

conclusiones cambian radicalmente si no se utiliza el modelo apropiado. Este alfa estimado lleva implícita la estimación del style timing.

¹⁷ No obstante, la estimación considerando como retorno de la industria al promedio value-weighted del retorno de los fondos individuales, es decir, ponderando por el patrimonio administrado, no cambió las conclusiones obtenidas.

¹⁸ Se realizó, también, la estimación de style timing considerando el promedio value-weighted de los retornos de los fondos, sin embargo, las conclusiones no cambiaron en absoluto.

distintas de las registradas por la inferencia tradicional¹⁹.

Tabla 5. Resultados Stock Picking Bruto y Neto Individuales

	Inferencia Bootstrap
Alfa Bruto positivo y significativo	10 fondos
Alfa Bruto no significativo	27 fondos
Alfa Bruto negativo y significativo	0 fondos
Alfa Neto positivo y significativo	0 fondos
Alfa Neto no significativo	35 fondos
Alfa Neto negativo y significativo	2 fondos

Regresiones Rolling

Para efectuar el análisis de stock picking en submuestras, se realizó la estimación a partir de regresiones rolling OLS del modelo de coeficientes dinámicos, de todos los fondos de la muestra de manera individual. Se obtuvo como resultado que 7 de los 37 fondos de la muestra (18.9%) tuvieron un promedio del alfa bruto en las submuestras negativo, mientras que los restantes 30 fondos (81.1%) tuvieron un promedio del alfa bruto en las submuestras positivo. Por otro lado, se tuvo que 27 de los 37 fondos (73%) tuvieron un promedio del alfa neto en las submuestras negativo, y los otros 10 fondos (27%) tuvieron un promedio del alfa neto en las submuestras positivo²⁰ (ver apéndice J).

Analizando las estimaciones punto para cada submuestra, se pudo ver que estas presentaron una gran volatilidad a lo largo del período estudiado. De hecho, sus intervalos de confianza son bastante amplios, y en la mayoría de las submuestras no se rechaza la nula de que las medidas de habilidad sean cero, dado el alto error estándar de estimación. Esto último se verá en la sección 3.1.3. para el caso de los tres mejores y tres peores fondos de la industria. Una explicación de esto es que una ventana de tiempo de 30 meses no permite obtener estimaciones muy precisas. El trade-off de tener una ventana más grande es que se reduce el número de submuestras y, por lo tanto, se pierde en cuanto a la dinámica de la habilidad en el tiempo, siendo más pobre el análisis de potenciales predicciones fuera de muestra. Así, una ventana de este tamaño tiene ventajas y desventajas. Una segunda explicación del alto error estándar es que la varianza del retorno de las acciones es sumamente alta, por lo que es difícil rechazar la hipótesis nula de que un administrador no presentó habilidad en una submuestra en particular.

¹⁹ El test-t arrojó que 13 fondos tuvieron un alfa bruto positivo y significativo, mientras que los restantes 24 fondos tuvieron un alfa bruto no significativo. Por su parte, 8 fondos tuvieron un alfa neto negativo y significativo, y los otros 29 tuvieron uno no significativo.

²⁰ Estos corresponden a los promedios de las medidas de habilidad en las submuestras. Como los intervalos de confianza no son promediabiles, no podemos hablar de significancia estadística.

En la tabla 6 podemos ver que son relativamente pocos los fondos que se sitúan en los extremos de la distribución del promedio del alfa bruto y neto en las submuestras. La mayoría de los fondos se sitúa en la zona intermedia, es decir, con un promedio de selectividad en torno a cero (ver apéndice J). En efecto, la mayor dispersión se da para el caso del alfa bruto.

Tabla 6. Stock Picking y Promedio de las Submuestras

	Alfa Bruto	Alfa Neto
Promedio > 0.003	14 fondos	1 fondos
-0.003 < Promedio < 0.003	21 fondos	24 fondos
Promedio <-0.003	2 fondos	12 fondos

Por otra parte, se tiene que en esta estimación rolling se tiende a no rechazar la hipótesis nula de que los fondos individuales no presentan habilidad en las distintas submuestras. Este hecho se puede ver en la tabla 7, en que sólo 1 de los 37 fondos tuvo más de un 50% de los alfa bruto en las submuestras positivo y significativo. Paralelamente, sólo 1 de los 37 fondos tuvo más de un 50% de los alfa neto en las submuestras negativo y significativo. Estos dos fondos en situaciones extremas no corresponden al mismo fondo. En los otros casos, entonces, se tuvo que más de un 50% de las estimaciones de las medidas de selectividad en las submuestras resultaron no ser estadísticamente distintas de cero.

Tabla 7. Estadística Stock Picking en Submuestras

	Alfa Bruto	Alfa Neto
> 50% Positivo y significativo	1 fondos	0 fondos
> 50% No significativo	36 fondos	36 fondos
> 50% Negativo y significativo	0 fondos	1 fondos

3.1.2. Style Timing

Considerando la habilidad de style timing de los administradores individuales, el modelo de coeficientes dinámicos para el período de muestra completo, es decir, sin aplicar rolling, entregó los resultados que se pueden ver en la tabla 8. En suma, y a partir de los intervalos bootstrap, los 37 fondos de la muestra tuvieron un timing agregado que no es estadísticamente distinto de cero (ver apéndice K). Es preciso destacar que en este caso la mayoría de las estimaciones punto corresponden a valores negativos. Esta conclusión discrepa levemente de lo obtenido vía inferencia tradicional²¹.

²¹ Considerando el test F, 1 fondo tuvo timing agregado negativo y significativo, mientras que los restantes 36 fondos tuvieron un timing agregado no significativo a los niveles convencionales.

Tabla 8. Resultados Style Timing Individuales

	Inferencia Bootstrap
Timing Agregado ²² positivo y significativo	0 fondos
Timing Agregado no significativo	37 fondos
Timing Agregado negativo y significativo	0 fondos

Regresiones Rolling

La estimación del style timing de los administradores individuales, a partir de regresiones rolling OLS del modelo de coeficientes dinámicos, tuvo como resultado que 29 de los 37 fondos (78.4%) tuvieron un promedio del timing agregado en las submuestras negativo, mientras que los restantes 8 fondos (21.6%) tuvieron un promedio del timing agregado en las submuestras positivo²³ (ver apéndice L). Recordemos que el timing agregado es la suma del timing proveniente del cobre, petróleo, e IMACEC.

Aunque la mayoría de los fondos tuvo un promedio de timing agregado negativo, debe reconocerse que hay algunos fondos que tuvieron un promedio del timing agregado positivo en las submuestras. No obstante, se evidencia que esta habilidad es bastante volátil en el tiempo y las estimaciones presentan un alto error estándar, al igual que para el caso del stock picking.

En la tabla 9 se puede ver que al igual que para el caso del stock picking, el número de fondos con un promedio del timing agregado en los extremos es relativamente bajo, y la mayoría de los fondos se encuentra en la zona intermedia en torno a cero (ver apéndice L). Cabe destacar el hecho de que hay 14 fondos (37.8%) con un promedio del timing agregado menor a -0.002, un valor considerablemente bajo, y sólo 3 fondos con un promedio de timing agregado mayor a 0.002.

Tabla 9. Timing Agregado y Promedio de las Submuestras

	Timing Agregado
Promedio > 0.002	3 fondos
-0.002 < Promedio < 0.002	20 fondos
Promedio < -0.002	14 fondos

Analizando las submuestras, se tiene que la gran mayoría de los fondos tiene en más de la mitad de las submuestras un timing agregado negativo. Esto se explicita en la tabla 10, en que, además, sólo 4 de los 37 fondos (10.8%) tuvo en más de la mitad de las submuestras un timing

²² Esta medida corresponde a la suma de los tres coeficientes de timing, es decir, del coeficiente del cobre, petróleo, e IMACEC.

²³ Estos corresponden a los promedios de las medidas de habilidad en las submuestras. Como los intervalos de confianza no son promediabiles, no podemos hablar de significancia estadística.

agregado positivo²⁴.

Tabla 10. Estadística Style Timing en Submuestras²⁵

	Timing Agregado
> 50% de las submuestras positivo	4 fondos
> 50% de las submuestras negativo	33 fondos

3.1.3. Los Tres Mejores y Tres Peores Fondos de la Industria

En esta sección se presenta los resultados de la estimación de la ecuación (6) del modelo de coeficientes dinámicos en cuanto al stock picking bruto, para los tres mejores y tres peores fondos de la industria.²⁶ Esta estimación se hizo a partir del rolling OLS con una ventana de tiempo de 30 meses y, también, con una ventana de 60 meses para aquellos fondos que cuentan con suficientes observaciones en la muestra²⁷. Se reporta los intervalos de confianza al 90%²⁸ asociados a las estimaciones en las distintas submuestras.

a) Tres Mejores Fondos

Los tres mejores fondos en el período estudiado fueron el FM29, FM33, y FM27, en ese orden. En las figuras 3, 4, 5, respectivamente, se puede apreciar la estimación punto de sus alfa bruto en las submuestras, junto con sus respectivos intervalos de confianza al 90%. Como se puede ver, una gran proporción de sus estimaciones punto corresponden a valores positivos, aunque tienen asociado un amplio intervalo de confianza que incluye al cero en la mayoría de las submuestras²⁹. Un punto a destacar es el hecho de que la estimación punto es bastante volátil entre submuestras.

²⁴ El número de submuestras varía entre fondos dado que no todos tienen la misma cantidad de observaciones en el período considerado.

²⁵ No se habla de significancia estadística, pues se necesita la covarianza entre el timing proveniente del cobre, petróleo, e IMACEC, que no es reportado en la estimación rolling OLS.

²⁶ Los fondos fueron rakeados a partir del promedio del alfa bruto en las submuestras.

²⁷ Suficientes observaciones como para mover la ventana al menos 30 veces.

²⁸ Se reportan los intervalos de confianza al 90% y no al 95% puesto que estos últimos son considerablemente más amplios y aportan menos al análisis en cuestión.

²⁹ Las conclusiones son básicamente las mismas para el alfa neto y el timing agregado. Las estimaciones de las habilidades varían mucho entre submuestras, y tienen asociado un amplio intervalo de confianza, tanto al 90% como 95%.

Figura 3. Alfa Bruto FM29 con Ventana de 30 Meses

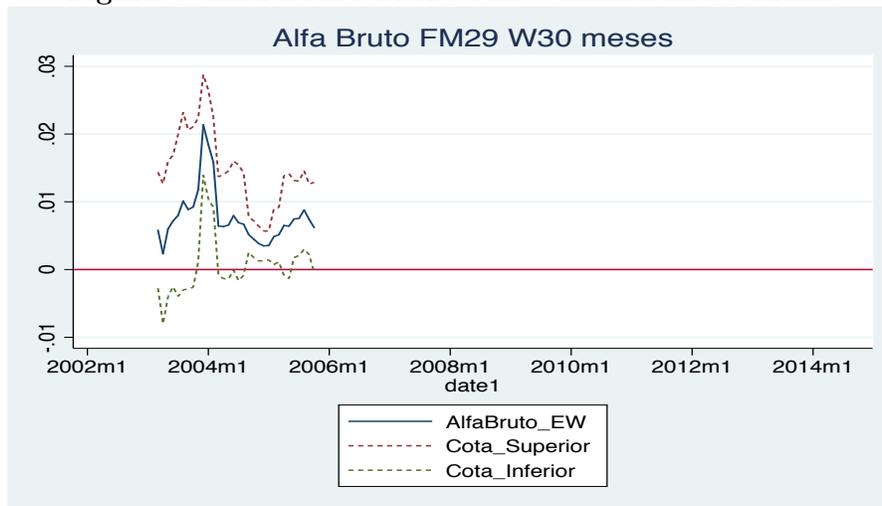


Figura 4. Alfa Bruto FM33 con Ventana de 30 y 60 Meses

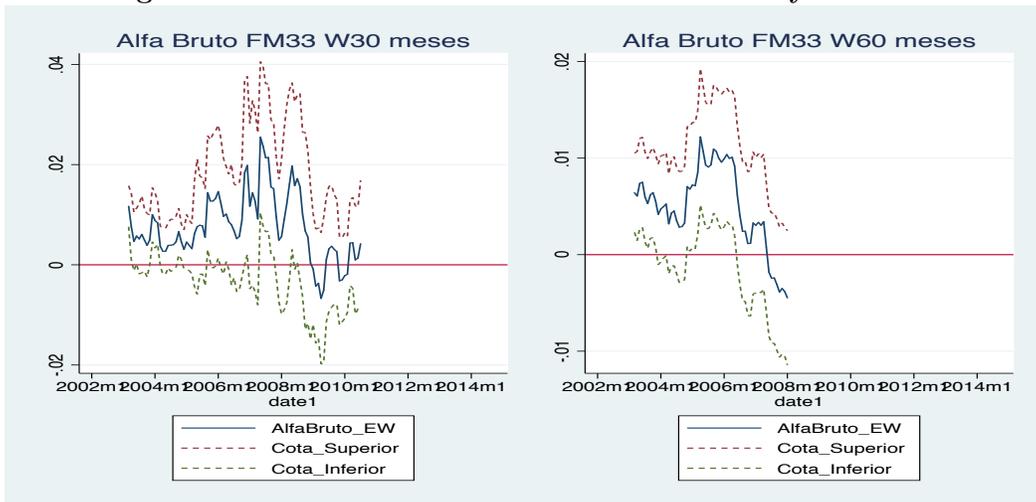
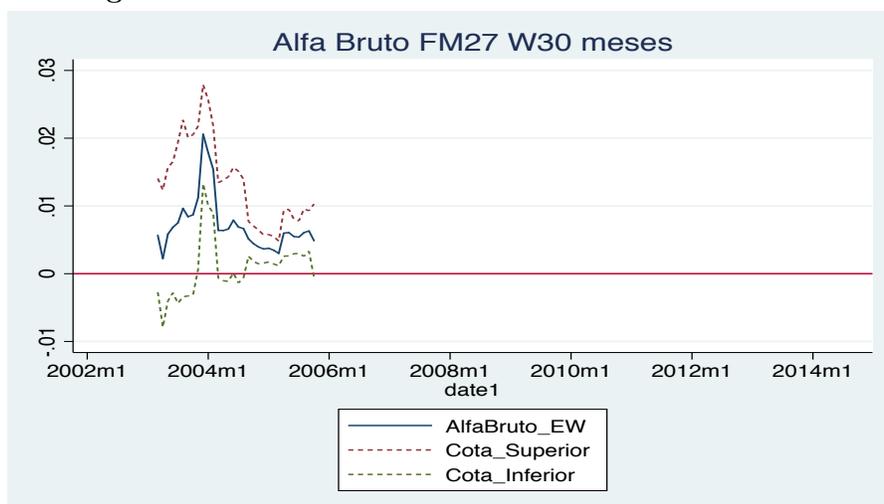


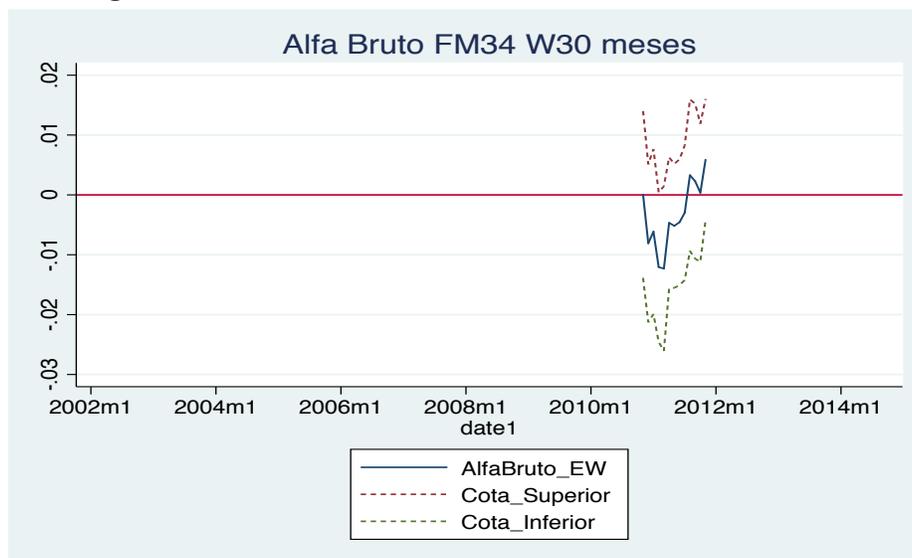
Figura 5. Alfa Bruto FM27 con Ventana de 30 Meses



b) Tres Peores Fondos

Los tres peores fondos en el período considerado fueron el FM34, FM5, y FM20, en ese orden. En las figuras 6, 7, 8, respectivamente, se puede apreciar la estimación punto de sus alfa bruto en las submuestras, junto con sus respectivos intervalos de confianza al 90%. El escenario es básicamente el mismo que para el caso de los tres mejores fondos de la industria, con la diferencia de que sus estimaciones punto corresponden mayoritariamente a valores negativos. En efecto, se evidencia que las estimaciones de sus alfa bruto son bastante volátiles entre submuestras³⁰, y tienen asociado un amplio intervalo de confianza 90% que no permite rechazar la hipótesis nula de que los administradores no presentan la habilidad de stock picking en una submuestra en particular, para la gran mayoría de ellas. Cabe destacar que 2 de estos 3 fondos presentan un número bastante reducido de observaciones, pues corresponden a fondos creados recientemente. Esto puede sugerir que los fondos nuevos son especialmente poco hábiles, ya que requieren de un tiempo de aprendizaje.

Figura 6. Alfa Bruto FM34 con Ventana de 30 Meses



³⁰ Las conclusiones son básicamente las mismas para el alfa neto y el timing agregado. Las estimaciones de las habilidades varían mucho entre submuestras, y tienen asociado un amplio intervalo de confianza, tanto al 90% como 95%.

Figura 7. Alfa Bruto FM5 con Ventana de 30 Meses

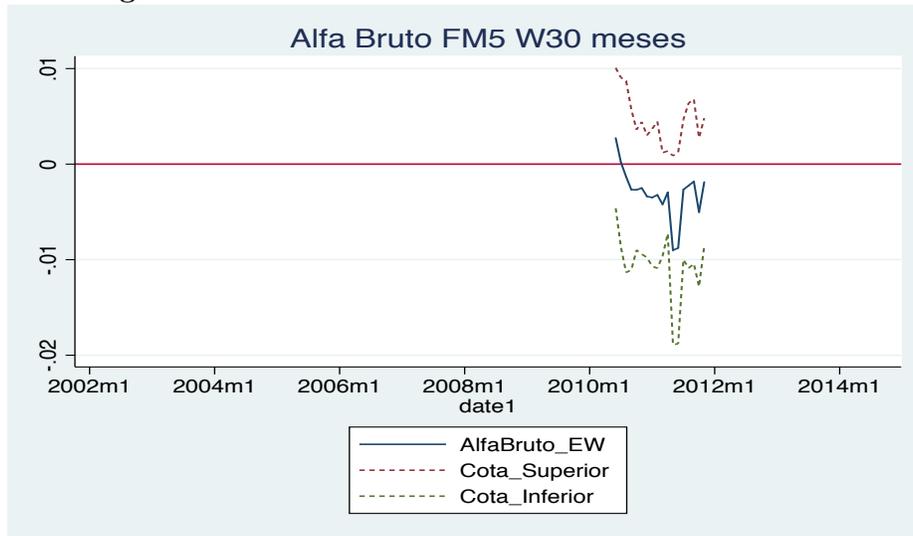
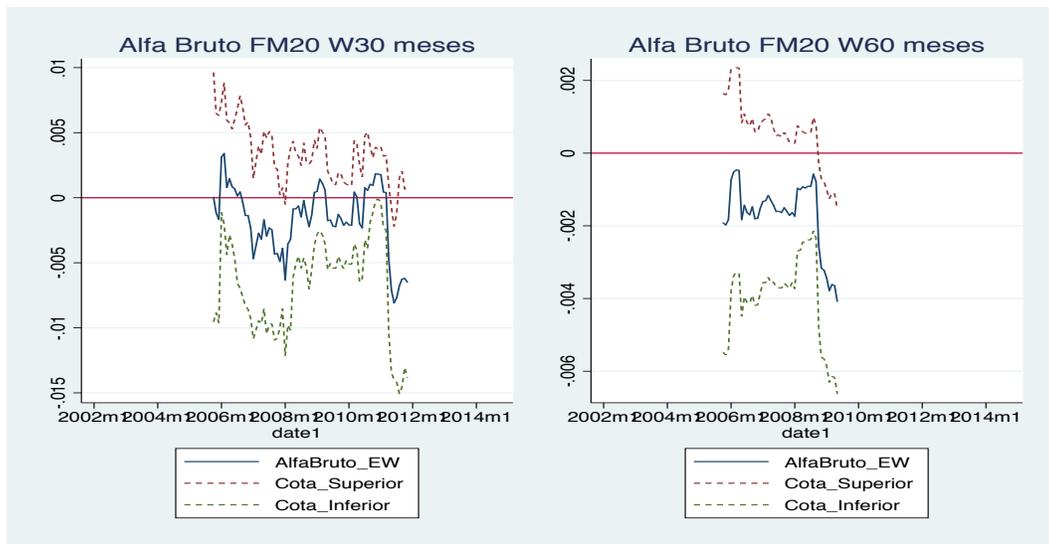


Figura 8. Alfa Bruto FM20 con Ventana de 30 y 60 Meses



Analizando la estimación del rolling OLS, se puede concluir que estos métodos para cuantificar selectividad y timing en forma absoluta no logran predictibilidad fuera de muestra, debido a que son demasiado imprecisos. Esto se explicita en los gráficos de más arriba en el sentido de que los intervalos de confianza son demasiado amplios, y en la mayoría de las submuestras estos incluyen al cero. Es decir, estos métodos no pueden usarse para seleccionar fondos, por parte de los inversionistas. Por lo tanto, se concluye que no es adecuado inferir la cartera de referencia (benchmark) de un fondo a partir de datos históricos de sus retornos absolutos.

En vez, todos los inversionistas deberían controlar a los administradores o gestores por medio de especificar explícitamente un benchmark ex-ante, y medir el desempeño en forma relativa a ese benchmark, y no de modo absoluto como ocurre con la metodología explorada en

este estudio. Por ejemplo, Palomino y Prat (2003) sugiere que para resolver el problema de agente-principal, que se da entre el gestor de fondo y el inversionista, se debe establecer un umbral de retorno sobre el cual el gestor recibe un bono de monto fijo, donde una vez superado este umbral la magnitud del retorno no incide en el monto del bono. Este esquema de incentivos le permitiría al inversionista inducir el nivel de riesgo óptimo por parte del gestor, así como también inducir esfuerzo alto en cuanto al análisis y estudio de posibilidades de inversión.

Del Guercio y Tkac (2002) señala que los flujos de patrimonio en los fondos mutuos estadounidenses se debe principalmente al rezago de los excesos de retorno de los fondos. En ese contexto, sostienen, los administradores de fondos tienen incentivos a cambiar persistentemente sus exposiciones a los diferentes riesgos (y desviarse del riesgo óptimo desde el punto de vista del inversionista) con el fin de obtener un alto exceso de retorno relativo a sus pares, de manera de aumentar su patrimonio administrado y, por esta vía, su remuneración³¹. Estos autores encuentran evidencia de que los flujos de fondo se ven explicados significativamente, también, por el ranking de la agencia estadounidense *Morningstar*, que se basa en una medida de habilidad relativa, más que por el alfa de Jensen, que es una medida de habilidad absoluta, la cual resultó ser no significativa en su estudio. Esto se relaciona estrechamente con nuestro análisis de regresiones rolling, debido a que el alfa bruto no presenta inercia y, en consecuencia, no es informativo para los inversionistas. De esta forma, en ausencia de un benchmark establecido ex-ante, es difícil para los inversionistas medir el desempeño de los gestores, para así pronosticar sus retornos ajustados por riesgo en el futuro.

Con todo, la metodología de coeficientes dinámicos es útil para otros objetivos, como identificar la capacidad de la industria de fondos, en general, de lograr selectividad y timing, mirando a los datos históricos.

3.2. Habilidad de la Industria

El propósito de esta sección es determinar la habilidad del administrador promedio de la industria. Se estimó la habilidad de stock picking y style timing en base al modelo de coeficientes dinámicos, considerando el promedio equally-weighted³² de los retornos de los fondos individuales, y tomando en cuenta todo el período de muestra, es decir, sin aplicar rolling. A continuación, en la tabla 11 se reporta los resultados de las estimaciones de estas medidas de habilidad y sus p-value asociados a los tests convencionales.

³¹ Este efecto se potencia por el hecho de que los autores encuentran que la curva de flujo-desempeño es convexa, es decir, los inversionistas no castigan mucho los fondos con mal desempeño y premian bastante a los fondos con buen desempeño, en cuanto a flujos de patrimonio. Más aún, este tipo de inversionistas no castiga el *tracking error*, es decir, riesgo diversificable.

³² Se realizó, también, la estimación con retornos value-weighted, aunque las conclusiones fueron las mismas.

Tabla 11. Estimación Stock Picking y Style Timing para la Industria

Alfa Bruto	p > t	Alfa Neto	p > t	Timing Agregado ³³	p > F
0,0014829	0.142	-0,0024506	0.016	-0,00035508	0.1897

Como se puede ver, la estimación con coeficientes dinámicos arroja como resultado que el alfa bruto es de 0,14829% mensual (1,79% anual) aunque no es significativo al 5%³⁴, mientras que el alfa neto es de -0,24506% mensual (-2,90% anual) y estadísticamente significativo a los niveles convencionales. Por otro lado, el timing agregado, esto es, la suma del timing proveniente del cobre, petróleo, e IMACEC, es de -0,035508% mensual (-0,43% anual), aunque no es estadísticamente significativo a partir del test F conjunto y, además, los coeficientes de timing asociado al cobre, petróleo, e IMACEC, resultaron ser no significativos individualmente³⁵.

Se realizaron simulaciones bootstrap para obtener los intervalos de confianza 95% de los coeficientes a partir de esta metodología, sin embargo, las conclusiones no cambiaron en absoluto. Como se ha podido ver, en las estimaciones de la industria como un todo, la inferencia estadística en base a bootstrap no cambia respecto a los tests convencionales, tanto para el modelo de coeficientes constantes como dinámicos. Este atributo sugiere que en el agregado los estadísticos sí parecen distribuir asintóticamente normal, aunque para fondos individuales el escenario es distinto, pues las conclusiones sí cambiaron en dichas estimaciones.

Nuestro resultado discrepa parcialmente de lo obtenido en estudios de fondos estadounidenses que utilizan este tipo de metodologías, por ejemplo, en Ferson y Schadt (1996), Wermers (2000), Avramov y Wermers (2006). En ellos, el denominador común ha sido que el administrador promedio agrega valor en términos brutos, aunque después de costos administrativos destruye valor desde el punto de vista del inversionista. Por otra parte, se ha encontrado que el administrador promedio presenta la habilidad de timing. Una explicación de esto radica en el hecho de que el mercado de capitales chileno es menos sofisticado³⁶ que el estadounidense, y los administradores, aunque hábiles, no tienen igual acceso a los elementos necesarios para llevar a cabo las estrategias de inversión. Otra interpretación plausible es que, siendo igualmente sofisticados ambos mercados de capitales, efectivamente los administradores chilenos son menos hábiles que los estadounidenses. Una tercera explicación es una combinación de las dos anteriores.

³³ Esta medida corresponde a la suma de los tres componentes de timing, es decir, del timing proveniente del cobre, petróleo, e IMACEC.

³⁴ Tampoco es significativo al 10%, debido a que el p-value es de 14,2%.

³⁵ Se estimó, también, el modelo de coeficientes dinámicos para la industria con un rolling OLS usando una ventana de tiempo de 30 meses. El promedio del alfa bruto en las submuestras fue de 0,0024 y el del alfa neto fue de -0,0016. Por su parte, el promedio del timing agregado en las submuestras fue de -0,0011 mensual.

³⁶ Recordemos que en Chile se tiene acceso a unas 250 acciones, mientras que en E.E.U.U. el orden de magnitud es de 4.200.

4. Consistencia entre Metodologías de Estimación

La estimación de la habilidad de stock picking mediante coeficientes dinámicos entrega resultados menos favorables para el administrador promedio. Luego de realizar la inferencia estadística vía bootstrap, se concluye que el alfa bruto del modelo de coeficientes constantes es de 0,221% mensual (2,68% anual) y estadísticamente significativo, mientras que el alfa bruto del modelo de coeficientes dinámicos no es significativo. Por su parte, el alfa neto del modelo de coeficientes constantes no es estadísticamente distinto de cero, en circunstancias que el alfa neto del modelo de coeficientes dinámicos es de -0,245% mensual (-2,90% anual) y estadísticamente significativo.

Paralelamente, se tiene que el administrador promedio no mostró evidencia de habilidad de style timing, tanto en el modelo de coeficientes constantes como en el de coeficientes dinámicos. A pesar de que las estimaciones de style timing resultaron ser negativas bajo ambas metodologías, estas no son estadísticamente significativas. Estos resultados se resumen en la tabla 12.

Tabla 12. Resultados Modelos de Coeficientes Dinámicos versus Constantes para el Administrador Promedio³⁷

Alfa Bruto Dinámico	Alfa Bruto Constante	Alfa Neto Dinámico	Alfa Neto Constante
No significativo	0,00221	-0,00245	No significativo
Style Timing Dinámico		Style Timing Constante	
No significativo		No significativo	

No obstante, considerando la estimación de la habilidad de los administradores individuales, y a partir de la inferencia vía bootstrap, se tuvo que el modelo de coeficientes dinámicos tuvo mejores resultados para los gestores, tanto en la habilidad de stock picking como de style timing, tal como resume la tabla 13 a continuación. El modelo de coeficientes dinámicos arrojó un mayor número de fondos con alfa bruto positivo y significativo, un menor número de fondos con alfa neto negativo y significativo, y diagnosticó que el solitario fondo con aparente style timing negativo en realidad no es estadísticamente distinto de cero.

³⁷ Estos son los resultados una vez considerada la significancia estadística de las estimaciones mediante las simulaciones bootstrap.

Tabla 13. Resultados Modelos de Coeficientes Dinámicos versus Constantes para los Administradores Individuales

	Coef. Constantes	Coef. Dinámicos
Alfa Bruto positivo y significativo	6 fondos	10 fondos
Alfa Bruto no significativo	31 fondos	27 fondos
Alfa Bruto negativo y significativo	0 fondos	0 fondos
Alfa Neto positivo y significativo	0 fondos	0 fondos
Alfa Neto no significativo	31 fondos	35 fondos
Alfa Neto negativo y significativo	6 fondos	2 fondos
Style Timing positivo y significativo	0 fondos	0 fondos
Style Timing no significativo	36 fondos	37 fondos
Style Timing negativo y significativo	1 fondos	0 fondos

Al basarse el modelo de coeficientes constantes en promedios de las exposiciones frente al riesgo en el tiempo, puede que las medidas de habilidad estimadas no sean inesgadas en ciertos contextos, puesto que, dado que la cartera de referencia es rígida en el tiempo, en muchos períodos se estaría considerando un riesgo distinto al efectivamente tomado por el administrador, tal como indica Goetzmann, Ingersoll, Spiegel, y Welch (2007)³⁸. Esto se relaciona, también, con lo que plantea Del Guercio y Tkac (2002), de que los administradores tienen incentivos a cambiar persistentemente sus exposiciones frente al riesgo, puesto que los inversionistas parecen tomar en cuenta principalmente los excesos de retorno. Si un gestor ha tenido un bajo exceso de retorno, este tiene incentivos a aumentar el riesgo de la cartera, y viceversa. Estas circunstancias parecen no haber sido capturadas por el modelo de coeficientes constantes aplicado en este estudio.

A continuación se tratará de determinar si se cumple la relación que encuentra Del Guercio y Tkac (2002) sobre el efecto positivo del exceso de retorno de los fondos en su patrimonio administrado, para el caso de los fondos chilenos.

5. Tamaño de los Fondos y Excesos de Retorno

En esta sección se buscará determinar, en el caso de los fondos mutuos accionarios nacionales serie A, de qué forma interactúa la variable patrimonio administrado promedio con sus excesos de retorno bruto promedio, y con sus TAC (Tasa Anual de Costos) totales promedio (todos promedios equally-weighted de las variables de los fondos individuales). Para esto, se

³⁸ Por otra parte, Goetzmann, Ingersoll, Spiegel, y Welch (2007) demuestra que el alfa en un modelo de coeficientes constantes se presta para manipulación dinámica por parte del gestor. Esto se debe a que si el retorno del portafolio ha sido mayor (menor) al promedio, luego disminuir (aumentar) el apalancamiento en el futuro, generará una línea de mercado del portafolio con un alfa positivo, en circunstancias que no hubo habilidad por parte del administrador.

procedió a estimar un modelo VAR (*Vectores Autorregresivos*) estándar de orden tres. Este modelo es apropiado en este contexto puesto que es posible que exista causalidad inversa entre las variables, y lo que se busca es ver cómo se afectan una(s) a la(s) otra(s) en el tiempo. El modelo VAR en su forma reducida con p rezagos se presenta a continuación.

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_{11}X_{t-1} + \dots + \alpha_{1p}X_{t-p} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \dots + \alpha_{2p}Y_{t-p} + \alpha_{31}Z_{t-1} + \dots + \alpha_{3p}Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_{11}X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p}X_{t-p} + \gamma_{21}Y_{t-1} + \dots + \gamma_{2p}Y_{t-p} + \gamma_{31}Z_{t-1} + \dots + \gamma_{3p}Z_{t-p} + \mu_t \quad (8)$$

$$Z_t = \beta_0 + \beta_{11}X_{t-1} + \dots + \beta_{1p}X_{t-p} + \beta_{21}Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}Y_{t-p} + \beta_{31}Z_{t-1} + \dots + \beta_{3p}Z_{t-p} + \theta_t \quad (9)$$

En que X_t corresponde al exceso de retorno bruto equally-weighted de los fondos en el mes t, Y_t es el patrimonio administrado equally-weighted de los fondos en el mes t, y Z_t corresponde al promedio equally-weighted de las TAC en el mes t. ε_t , μ_t , θ_t , corresponden a shocks con media cero, varianza constante, y correlacionados entre sí.

A partir de los criterios de información tradicionales se determinó que la estimación con un rezago es óptimo en este caso. Los resultados obtenidos se reportan a continuación en la tabla 14. Entre paréntesis se presentan los estadísticos t.

Tabla 14. Resultados Estimación VAR

VARIABLES	(1) Ex-Retorno	(2) Patrimonio	(3) TAC
L.Ex-Retorno	0.173 (2.139)	13.779 (9.054)	-0.000771 (-0.110)
L.Patrimonio	-1.38e-06 (-2.009)	0.984 (75.92)	2.67e-08 (0.448)
L.TAC	-0.0549 (-0.294)	-2.774 (-0.789)	0.984 (60.86)
Constante	0.0449 (0.584)	1.155 (0.798)	0.00596 (0.896)
Observaciones	144	144	144

Se puede ver que, en promedio, un shock positivo en el patrimonio administrado afecta negativa y significativamente los excesos de retorno bruto de los fondos en los períodos siguientes. Este hecho evidencia lo que plantea teóricamente Berk y Green (2004) acerca de que existiría

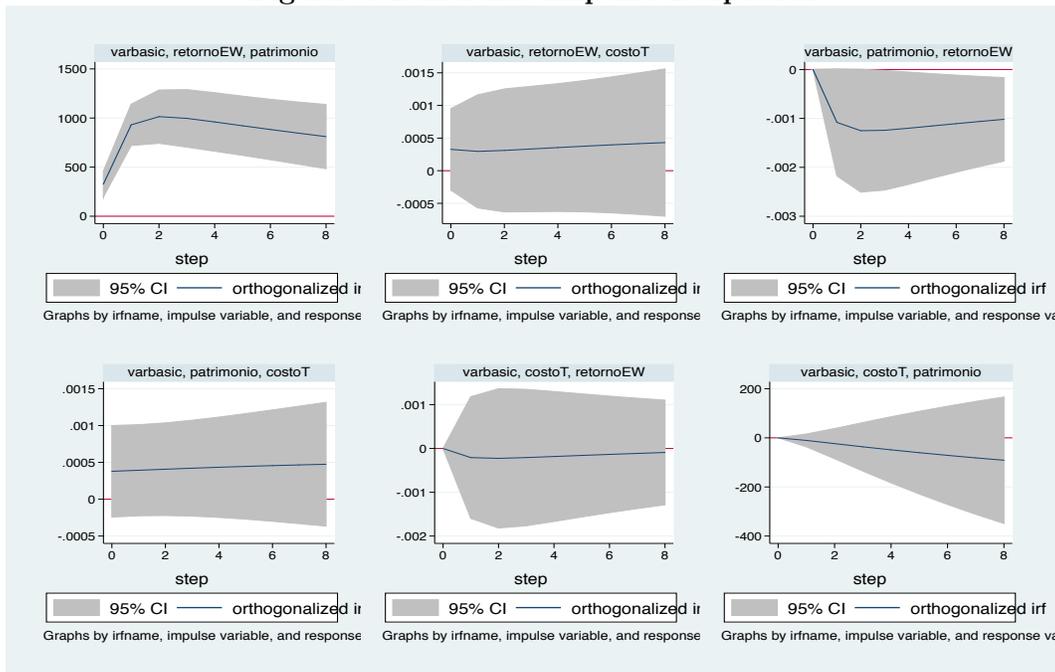
deseconomías de escala en la administración de fondos³⁹. Empíricamente, Chen, Hong, Huang, y Kubik (2004) muestra cómo este efecto se da en los fondos mutuos accionarios estadounidenses.

A su vez, los resultados sugieren que, en promedio, un shock positivo en los excesos de retorno bruto afecta positiva y significativamente el patrimonio en los períodos siguientes, ajustado por ganancias de capital⁴⁰. Esto quiere decir que los inversionistas asignan sus fondos a los administradores con mayores excesos de retorno bruto en los períodos previos. Como se comentó anteriormente, Del Guercio y Tkac (2002) encuentra evidencia de que los flujos en la industria de fondos mutuos estadounidenses son causados por el rezago de los excesos de retorno de los fondos, lo que va en línea con nuestro resultado obtenido para el caso chileno.

Se puede apreciar, también, que un shock en TAC no afecta a las otras dos variables, y tampoco TAC es afectada por ellas. Este resultado discrepa de lo encontrado en Edelen, Evans, y Kadlec (2007), y Yan (2008), que sugieren que un shock positivo en el patrimonio administrado tiene un efecto positivo y significativo en los costos de administración, para el caso de los fondos estadounidenses.

Estos atributos se pueden ver gráficamente en las funciones impulso-respuesta en la figura 9 a continuación. La línea azul corresponde al efecto (respuesta) del shock (impulso) por hasta 16 meses, y el área gris corresponde a su intervalo de confianza 95%.

Figura 9. Funciones Impulso-Respuesta



³⁹ En este contexto deseconomías de escala se refiere a que fondos que administran un mayor patrimonio tienen más dificultades para generar excesos de retorno.

⁴⁰ Es decir, no se considera un flujo entrante al aumento de patrimonio debido al retorno de las inversiones.

Se efectuó, también, el test de causalidad de Granger. Se pudo ver que el patrimonio administrado precede estadísticamente al exceso de retorno bruto. De la misma forma, el exceso de retorno bruto precede estadísticamente al patrimonio administrado. En cambio, TAC no precede ni es precedido por ninguna otra variable.

VI. Conclusiones

En el período 2002-2014, y bajo la metodología de coeficientes dinámicos, los administradores de los fondos mutuos accionarios nacionales en Chile, en promedio, no tuvieron la capacidad de generar excesos de retorno ajustados por riesgo positivos, es decir, no fueron capaces de crear riqueza en términos brutos mediante la selección de activos y estrategias de timing. Más aún, si se considera los retornos netos de costos administrativos, los fondos destruyeron riqueza desde la perspectiva del inversionista a una tasa de 2,9% anual. Dicho de otra forma, el administrador promedio no presentó habilidad de stock picking ni tampoco de style timing, a pesar de que cobró cifras no despreciables por invertir los fondos de los inversionistas. No obstante, a partir de regresiones rolling, se pudo ver que algunos fondos en particular sí agregaron valor en términos netos, al menos en algunos subperíodos. La inferencia estadística se corroboró a partir de simulaciones bootstrap no-paramétrico para obtener las distribuciones empíricas de los estadísticos, y así construir intervalos de confianza más precisos de las medidas de habilidad.

Analizando los administradores individualmente, y en base al modelo de coeficientes dinámicos, se obtuvo que 10 fondos tuvieron un alfa bruto positivo y significativo, mientras que los restantes 27 fondos registraron un alfa bruto no significativo estadísticamente. Por su parte, 2 fondos tuvieron un alfa neto negativo y significativo, mientras que los otros 35 fondos tuvieron un alfa neto que no es estadísticamente significativo. En cuanto a la habilidad de style timing, los 37 fondos de la muestra tuvieron un timing agregado que no es estadísticamente distinto de cero. Estas conclusiones también fueron realizadas a partir de la inferencia estadística vía bootstrap. Este resultado quiere decir que efectivamente existen algunos administradores que agregan valor en términos brutos, aunque se apropian completamente de este a través de los costos de administración.

Nuestro resultado para el administrador promedio es levemente más favorable respecto a lo encontrado en Maturana y Walker (1999) para los fondos mutuos accionarios chilenos en el período 1990-1997, pues ese estudio encuentra que el alfa bruto para el administrador promedio no es estadísticamente distinto de cero, mientras que su alfa neto es de -7% anual. Por su parte, nuestros resultados se alinean parcialmente a la evidencia de Maturana y Walker (2002), ya que dicho estudio indica que para el período 1992-1998 ningún fondo de la época tuvo un alfa bruto significativo, y que ciertos fondos tuvieron un alfa neto negativo y significativo. Adicionalmente, este último estudio encuentra que los fondos no presentan habilidad de timing.

Se pudo ver que las conclusiones cambiaron radicalmente respecto a la metodología de coeficientes constantes. Una explicación de esto es que para el caso de los fondos mutuos accionarios chilenos el supuesto de que las exposiciones a los distintos riesgos de mercado son constantes en el período de muestra no es apropiado. Esto genera dudas acerca de la aplicabilidad

de los modelos de coeficientes constantes, que son ampliamente usados en esta literatura.

Los inversionistas de fondos mutuos no tienen los elementos necesarios para predecir la habilidad de los administradores en el futuro y, de este modo, sus retornos ajustados por riesgo, debido a que es una predicción con un alto error estándar. Esto puede ser explicado en parte a que este tipo de metodologías de estimación son poco precisas por cuanto no logran predecir fuera de muestra. Una segunda explicación es que la varianza del retorno de las acciones es sumamente alta por lo que es difícil rechazar la hipótesis nula de que un administrador no presenta habilidad en una submuestra en particular.

Se encontró evidencia de que, en promedio, un shock positivo en el patrimonio administrado afecta negativa y significativamente los excesos de retorno bruto de los fondos en los períodos siguientes, lo que sugiere que existiría deseconomías de escala en la administración de estos fondos. A su vez, un shock positivo en los excesos de retorno bruto, en promedio, afecta positiva y significativamente el patrimonio administrado en los períodos siguientes, ajustado por ganancias de capital. Este último resultado quiere decir que los inversionistas asignan sus fondos a los administradores con mayores excesos de retorno bruto en los períodos previos. Finalmente, se constató que los costos de administración (TAC) no mantienen ningún tipo de relación en el tiempo con el patrimonio administrado ni con los excesos de retorno bruto de los fondos.

Este estudio empírico se realizó en el contexto de la categoría de fondos mutuos accionario nacional, lo cual no quiere decir que las conclusiones sean extrapolables a fondos mutuos de inversión en instrumentos de deuda, mixtos o balanceados. Estudiar estas otras categorías de fondos podría ser un tema interesante para futuras investigaciones.

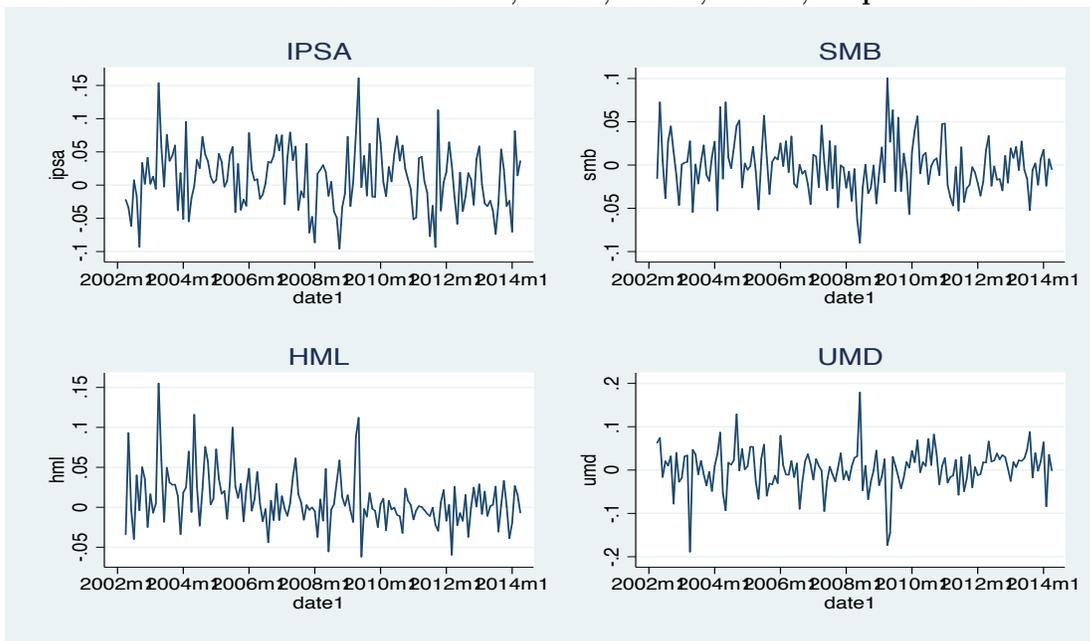
Apéndice

A. Estadística Descriptiva TAC (Tasa Anual de Costos) Totales, en Porcentajes Anuales. Descomposición por Años

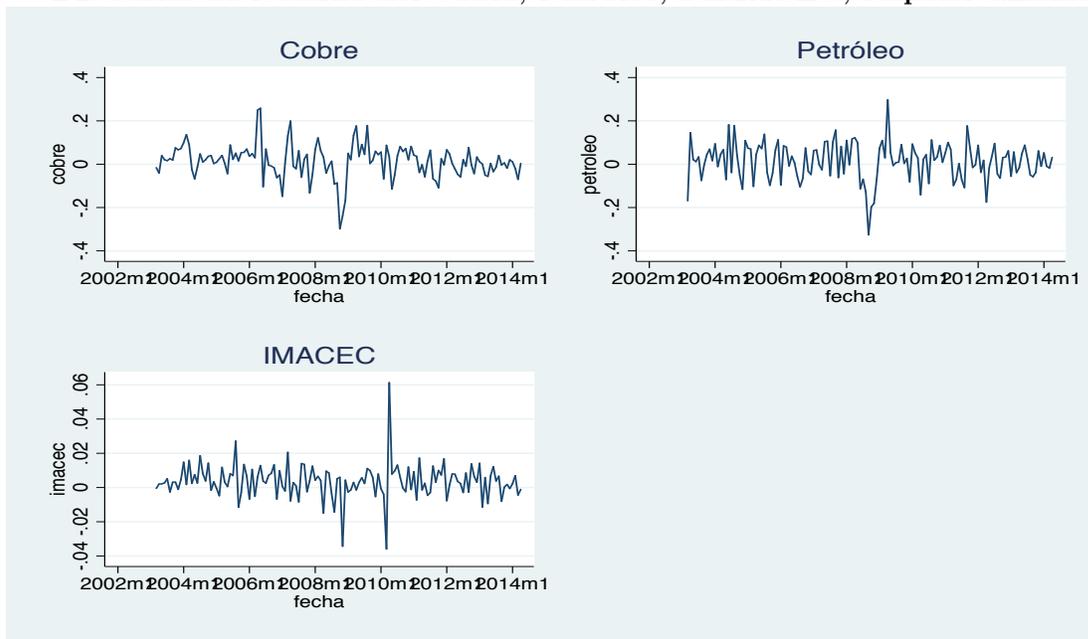
Año	Media (%)	Desv. Est. (%)	Mín (%)	Máx (%)
2002	5,1550	0,0105	5,1516	5,1849
2003	5,1322	0,0465	5,0946	5,1849
2004	5,1083	0,0449	5,0179	5,1436
2005	5,0428	0,0355	4,9671	5,0621
2006	5,1212	0,0674	4,9601	5,1946
2007	5,2009	0,0585	5,0061	5,2172
2008	4,8487	0,0867	4,7958	5,0061
2009	4,5492	0,0076	4,5470	4,5735
2010	4,5630	0,0309	4,5305	4,6116
2011	4,7009	0,0430	4,6388	4,7445
2012	4,5902	0,0140	4,5436	4,5941
2013	4,5826	0,0407	4,5436	4,6216
2014	4,6490	0,0153	4,6216	4,6559

B. Series de Retorno de los Factores de Riesgo Sistemático y Variables Macro

B1. Series de Retorno del IPSA, SMB, HML, UMD, respectivamente



B2. Series de Retorno del Cobre, Petróleo, e IMACEC, respectivamente



C. Alfa Bruto Fondos Individuales. Modelo Coeficientes Constantes. Corrigiendo por Style Timing

Fondos	Alfa Bruto	Significativo test-t	Intervalo 95% Bootstrap
fm1	0,0022665	No	[-.0007009 ; .0076576]
fm2	0,0022436	No	[-.0006334 ; .0055354]
fm3	0,0017704	No	[-.0002541 ; .0044538]
fm4	0,0036682	No	[-.0007246 ; .007966]
fm5	-0,0000572	No	[-.0077947 ; .0097347]
fm6	-0,0000957	No	[-.0030861 ; .002804]
fm7	0,00054	No	[-.0019862 ; .0035051]
fm8	0,0068946	No	[-.0141597 ; .022665]
fm9	0,004929	Si	[.0024791 ; .0104049]
fm10	0,0028558	No	[-.0022257 ; .009092]
fm11	0,0058612	No	[.0002834 ; .0247753]
fm12	0,0044258	No	[-.0026885 ; .0310135]
fm13	0,0065505	No	[-.0051205 ; .0139903]
fm14	0,0009069	No	[-.0086223 ; .0073737]
fm15	-0,0009124	No	[-.0059675 ; .0102257]
fm16	0,0051696	Si	[.0026320 ; .0095265]

fm17	0,0028822	No	[-.0010124 ; .008514]
fm18	0,0014831	No	[-.0015504 ; .0043774]
fm19	0,0019045	No	[-.0016619 ; .0056687]
fm20	-0,000396	No	[-.0033857 ; .0023955]
fm21	0,0041121	No	[-.014825 ; .0196685]
fm22	0,0051575	No	[-.0040292 ; .013382]
fm23	0,0013976	No	[-.0022934 ; .0056593]
fm24	0,0033226	Si	[.000209 ; .0075039]
fm25	0,0029309	No	[-.0015699 ; .0090677]
fm26	0,0032406	No	[8.05e-06 ; .0070049]
fm27	0,0014766	No	[-.0012661 ; .0044247]
fm28	-0,0011655	No	[-.0051503 ; .0029839]
fm29	0,0006015	No	[-.0025984 ; .0053141]
fm30	0,0017401	No	[-.0013783 ; .0064601]
fm31	0,0016344	No	[-.001354 ; .006525]
fm32	0,0026548	No	[-.0044581 ; .0085853]
fm33	0,0059396	Si	[.0017355 ; .0106705]
fm34	0,0004192	No	[-.0135369 ; .0147999]
fm35	0,0039801	No	[-.0012062 ; .0096739]
fm36	0,0021079	No	[-.0010394 ; .0059382]
fm37	0,0018794	No	[-.0014536 ; .0063133]

D. Alfa Neto Fondos Individuales. Modelo Coeficientes Constantes. Corrigiendo por Style Timing

Fondos	Alfa Neto	Significativo test-t	Intervalo 95% Bootstrap
fm1	-0,0029699	No	[-.0057261 ; .0016167]
fm2	-0,002292	No	[-.0052162 ; .0008133]
fm3	-0,0032982	Si	[-.0052957 ; -.0007547]
fm4	-0,0008749	No	[-.0052496 ; .0034344]
fm5	-0,0048852	No	[-.0121609 ; .0045483]
fm6	-0,0033695	Si	[-.0064517 ; -.0004505]
fm7	-0,0033652	Si	[-.0057709 ; -.0003798]
fm8	0,0041811	No	[-.0187725 ; .0205267]
fm9	0,0005918	No	[-.0020458 ; .0059258]
fm10	0,000276	No	[-.0052024 ; .0066633]

fm11	0,0006552	No	[-.0050417 ; .0182053]
fm12	0,002948	No	[-.0039176 ; .0280162]
fm13	0,0029574	No	[-.0082942 ; .0102905]
fm14	-0,0026852	No	[-.0124694 ; .0039417]
fm15	-0,0038882	No	[-.0089821 ; .0061536]
fm16	0,0017147	No	[-.0009769 ; .0063161]
fm17	-0,0028766	No	[-.0073052 ; .0023176]
fm18	-0,0020468	No	[-.0052394 ; .0007993]
fm19	-0,0011806	No	[-.0049829 ; .0028039]
fm20	-0,0033218	Si	[-.0060535 ; -.0006305]
fm21	0,0011888	No	[-.0192058 ; .0161437]
fm22	0,0037643	No	[-.0051248 ; .0115802]
fm23	-0,0034304	Si	[-.0073285 ; .0006285]
fm24	-0,0010406	No	[-.0038923 ; .0029994]
fm25	0,0000212	No	[-.0044056 ; .0059832]
fm26	-0,0014884	No	[-.0047075 ; .0021413]
fm27	-0,0042292	Si	[-.0072441 ; -.0015232]
fm28	-0,0030062	No	[-.0070516 ; .0007774]
fm29	-0,0051573	Si	[-.0087177 ; -.0011481]
fm30	-0,0006632	No	[-.0042953 ; .0036434]
fm31	-0,0035673	Si	[-.0066725 ; .0013864]
fm32	0,0002047	No	[-.0072174 ; .0063497]
fm33	0,0008006	No	[-.0036196 ; .0053402]
fm34	-0,0044843	No	[-.0188355 ; .0094866]
fm35	0,0006469	No	[-.0051286 ; .0068496]
fm36	-0,0013487	No	[-.0049335 ; .0024283]
fm37	-0,001587	No	[-.0052724 ; .0029432]

E. Alfa Bruto Fondos Individuales. Modelo Coeficientes Constantes. Sin corregir por Style Timing

Fondos	Alfa Bruto	Intervalo 95% Bootstrap
fm1	0,0031	[.0001033 ; .0059092]
fm2	0,0023	[.0001362 ; .0047210]
fm3	0,0022	[.0002218 ; .0039571]
fm4	0,0016	[-.002114 ; .0052892]
fm5	0,004	[-.0042978 ; .0028609]

fm6	-0,0015	[-.0013209 ; .0019922]
fm7	-0,0066	[-.0024194 ; .0019007]
fm8	-0,0021	[-.0087618 ; .0075231]
fm9	0,0021	[.00138 ; .0066358]
fm10	0,0026	[-.0022449 ; .0040357]
fm11	0,003	[-.014786 ; .0066864]
fm12	0,0015	[-.02576820 ; .004510]
fm13	-0,0018	[-.003306 ; .0096819]
fm14	0,0006	[-.0069114 ; .0021208]
fm15	0,0029	[.5117871 ; .8707366]
fm16	0,0022	[.002126 ; .0056873]
fm17	0,0043	[-.0018305 ; .0061331]
fm18	0,0005	[-.0022224 ; .0019271]
fm19	-0,0002	[-.0016954 ; .0035626]
fm20	0,0008	[-.0023181 ; .0005619]
fm21	0,0028	[-.0072043 ; .0087366]
fm22	-0,0003	[-.0025646 ; .0098241]
fm23	0,0008	[-.0004034 ; .0035682]
fm24	-0,0009	[-.0000805 ; .0050927]
fm25	0,0038	[-.0013295 ; .0043665]
fm26	0,0016	[-.0000297 ; .0068289]
fm27	0,0014	[-.0009507 ; .0037205]
fm28	0,0006	[-.0049801 ; .0015413]
fm29	0,0018	[-.002834 ; .0039416]
fm30	0,0004	[-.0004982 ; .0061729]
fm31	-0,0002	[-.0002351 ; .0051322]
fm32	-0,0008	[-.0030987 ; .0050264]
fm33	0,0001	[.0002401 ; .0091626]
fm34	-0,0018	[-.0064214 ; .0066312]
fm35	0,0038	[-.0021622 ; .0062591]
fm36	0,0017	[-.0018371 ; .0027517]
fm37	0,0007	[-.0020645 ; .0021088]

F. Alfa Neto Fondos Individuales. Modelo Coeficientes Constantes. Sin corregir por Style Timing

Fondos	Alfa Neto	Intervalo 95% Bootstrap
fm1	-0,0022	[-.0049605 ; .0007919]
fm2	-0,0022	[-.0045542 ; .0003015]

fm3	-0,0029	[-.0047673 ; -.0010691]
fm4	-0,0029	[-.0065353 ; .0010595]
fm5	-0,0004	[-.0094028 ; -.0012973]
fm6	-0,0067	[-.0043868 ; -.001153]
fm7	-0,008	[-.0062074 ; -.0022014]
fm8	-0,005	[-.0099165 ; .0047714]
fm9	-0,0037	[-.0028530 ; .0023736]
fm10	-0,0018	[-.0046346 ; .0015127]
fm11	-0,0018	[-.0212946 ; .0014317]
fm12	-0,0042	[-.0293194 ; .0028786]
fm13	-0,0037	[-.0065745 ; .0060109]
fm14	-0,0051	[-.0100178 ; -.001267]
fm15	0,0004	[-.0104818 ; .0007636]
fm16	-0,003	[-.0013565 ; .0021034]
fm17	-0,0009	[-.0076906 ; .0004311]
fm18	-0,0028	[-.0059259 ; -.0014772]
fm19	-0,0042	[-.0046744 ; .0003152]
fm20	-0,0018	[-.0051088 ; -.0023558]
fm21	-0,0008	[-.0088685 ; .0056469]
fm22	-0,0038	[-.0033552 ; .0079189]
fm23	-0,0023	[-.0052604 ; -.0011418]
fm24	-0,0039	[-.0044309 ; .0007302]
fm25	0,0023	[-.0042829 ; .0014706]
fm26	-0,0032	[-.0048772 ; .0015766]
fm27	-0,0015	[-.0067628 ; -.0019439]
fm28	-0,0019	[-.0071664 ; -.0007102]
fm29	-0,0015	[-.0085589 ; -.0018376]
fm30	-0,003	[-.0029877 ; .0037856]
fm31	-0,0036	[-.0055659 ; -.0000116]
fm32	-0,0056	[-.0055549 ; .0026009]
fm33	-0,0026	[-.0051273 ; .0036187]
fm34	-0,0054	[-.0112827 ; .0016491]
fm35	0,0003	[-.0054742 ; .0026652]
fm36	-0,0012	[-.0052285 ; -.0006985]
fm37	-0,0042	[-.0056187 ; -.0012611]

G. Style Timing Fondos Individuales. Modelo Coeficientes Constantes

G1. Coeficientes Timing 4F de F-F-C

Fondos	IPSA Timing	SMB Timing	HML Timing	UMD Timing
fm1	-0,0209	1,7459	0,4376	-0,4016
fm2	-0,3578	1,2852	1,2527	-0,6708
fm3	-0,3058	1,3628	-0,6161	0,2685
fm4	-0,3058	1,3628	-0,6161	0,2685
fm5	-0,7754	0,6085	0,7439	-0,4680
fm6	-6,0522	0,3451	-0,9452	1,6518
fm7	-8,6379	-0,0438	-1,4370	2,2827
fm8	-1,4436	-1,1004	0,7939	1,3499
fm9	-0,1706	-0,1532	0,9247	-0,8152
fm10	-0,5194	0,0853	1,8899	-0,7063
fm11	-0,1576	0,3072	0,8933	-0,5510
fm12	-0,7182	1,0840	0,1676	0,3719
fm13	-0,9512	0,9594	-0,0872	0,2113
fm14	-0,7881	1,5725	-0,7484	0,4978
fm15	-0,0458	1,9465	0,6110	-0,2019
fm16	-0,0860	0,6805	1,1784	-0,1228
fm17	-0,3141	-2,2087	1,4861	-0,4196
fm18	-0,0400	0,8878	-0,2311	-0,0177
fm19	0,0324	0,2889	-0,2989	-0,4908
fm20	-0,2381	-1,9441	-2,5819	1,1920
fm21	-1,0979	-3,1109	2,4240	0,1198
fm22	-0,1079	-0,3619	-3,9593	0,8345
fm23	-0,1951	0,5026	-0,9497	-0,2348
fm24	0,0206	0,4396	-0,4302	-0,3810
fm25	-0,9601	-1,9676	2,0233	0,7260
fm26	0,1512	0,3121	-2,7906	0,8061
fm27	-0,1203	-0,8004	-1,7087	0,4004
fm28	-0,3586	0,4509	-1,5093	-0,3389
fm29	-1,2110	-0,8566	0,8692	0,4552
fm30	-0,2134	-1,1096	-1,8917	0,6591

fm31	-0,0476	-0,9487	-1,7264	0,1393
fm32	0,2363	7,9139	-4,6991	-0,7594
fm33	-2,6332	4,3145	-2,3490	-2,0189
fm34	-2,2524	8,0498	-1,1873	-0,0599
fm35	-0,2648	-4,2955	-1,5561	0,9804
fm36	-1,9916	6,4987	2,3484	-1,6158
fm37	-0,4303	-6,6383	5,5704	-0,1337

G2. Style Timing

Fondos	Style Timing	Significativo test-F	P-Value Bootstrap
fm1	1,761	No	0.7699
fm2	1,5093	No	0.4434
fm3	0,7094	No	0.9478
fm4	0,7094	No	0.4101
fm5	0,109	No	0.2875
fm6	-5,0005	No	0.3815
fm7	-7,836	No	0.7767
fm8	-0,4002	No	0.4455
fm9	-0,2143	No	0.9414
fm10	0,7495	No	0.7686
fm11	0,4919	No	0.3229
fm12	0,9053	No	0.3168
fm13	0,1323	No	0.7862
fm14	0,5338	No	0.2620
fm15	2,3098	No	0.9103
fm16	1,6501	Si	0.0627
fm17	-1,4563	No	0.9019
fm18	0,599	No	0.8300
fm19	-0,4684	No	0.9781
fm20	-3,5721	No	0.2675
fm21	-1,665	No	0.7267
fm22	-3,5946	No	0.4187
fm23	-0,877	No	0.8738
fm24	-0,351	No	0.4372
fm25	-0,1784	No	0.6510
fm26	-1,5212	No	0.8359
fm27	-2,229	No	0.4009

fm28	-1,7559	No	0.5446
fm29	-0,7432	No	0.7031
fm30	-2,5556	No	0.3638
fm31	-2,5834	No	0.5796
fm32	2,6917	No	0.7068
fm33	-2,6866	No	0.1409
fm34	4,5502	No	0.4218
fm35	-5,136	No	0.3456
fm36	5,2397	No	0.9584
fm37	-1,6319	No	0.9483

H. Alfa Bruto Individuales. Modelo de Coeficientes Dinámicos sin Rolling OLS

Fondos	Alfa Bruto	Significativo	IC 95% Bootstrap
fm1	.0056188	Si	[.0006233 ; .0118153]
fm2	.0036335	Si	[.0002425 ; .008494]
fm3	.0043663	Si	[.0015455 ; .0077846]
fm4	.002953	No	[-.0041245 ; .0097094]
fm5	-.0018776	No	[-.0219574 ; .0042694]
fm6	.0005332	No	[-.0019665 ; .0034637]
fm7	.0006351	No	[-.0023116 ; .0046455]
fm8	.005171	No	[-43.04307 ; .2288435]
fm9	.0056065	Si	[.0023361 ; .0116517]
fm10	.0015327	No	[-.0027354 ; .0081347]
fm11	-.0001139	No	[-.019361 ; .013678]
fm12	-.0048251	No	[-.0318377 ; .0131203]
fm13	.0060831	No	[-.0048545 ; .016827]
fm14	.0022806	No	[-.0060302 ; 25.03675]
fm15	-.002666	No	[-.0101097 ; .0082788]
fm16	.0031527	Si	[-.0159752 ; .0342119]
fm17	.0049703	Si	[-.0015359 ; .0120419]
fm18	-.0000154	No	[-.0030735 ; .0053817]
fm19	.0015202	No	[-.0014298 ; .0071714]
fm20	-.0009875	No	[-.0029426 ; .0014271]
fm21	.0042309	No	[-.0529152 ; .016727]
fm22	.005422	No	[-.0036238 ; .0163109]
fm23	.0014656	No	[-.0021875 ; .0063143]
fm24	.0049476	Si	[.0002443 ; .0105827]
fm25	.0019275	No	[-.001177 ; .0082792]

fm26	.0041537	Si	[.0006814 ; .0091415]
fm27	.0040928	Si	[.0004262 ; .0097112]
fm28	.0002107	No	[-.0048115 ; .0073426]
fm29	.0051097	Si	[.0004676 ; .0110965]
fm30	.0044426	Si	[.0002331 ; .01076]
fm31	.0062211	Si	[.0016554 ; .0119405]
fm32	.0018687	No	[-.0036599 ; .0094006]
fm33	.0056731	Si	[-4.40e-06 ; .0124567]
fm34	.005881	No	[-2.059162 ; 44.79243]
fm35	.0026574	No	[-.0028593 ; .0118109]
fm36	.0010932	No	[-.002094 ; .0062418]
fm37	.0003134	No	[-.0032642 ; .005329]

I. Alfa Neto Individuales. Modelo de Coeficientes Dinámicos sin Rolling OLS

Fondos	Alfa Neto	Significativo	IC 95% Bootstrap
fm1	.000427	No	[-.0045124 ; .0066883]
fm2	-.0009096	No	[-.0045363 ; .0037821]
fm3	-.0007064	No	[-.0038958 ; .0027989]
fm4	-.0015901	No	[-.0091068 ; .005596]
fm5	-.0067057	Si	[-.0214956 ; -.0035197]
fm6	-.0027406	Si	[-.0055232 ; .0005031]
fm7	-.0032864	Si	[-.0060014 ; .0007234]
fm8	.0024355	No	[-.0286154 ; .0189467]
fm9	.0012037	No	[-.0019021 ; .0073781]
fm10	-.0009995	No	[-.0051153 ; .0057945]
fm11	-.0053192	No	[-.0268641 ; .0094886]
fm12	-.0063047	No	[-.0362347 ; .0153141]
fm13	.0024901	No	[-.0081181 ; .0127609]
fm14	-.0013122	No	[-.009478 ; .0106001]
fm15	-.0056419	No	[-.0131297 ; .004496]
fm16	-.0003585	No	[-.0283486 ; .0291591]
fm17	-.0007934	No	[-.0072996 ; .0074722]
fm18	-.0034951	Si	[-.0063069 ; .0015108]
fm19	-.0016237	No	[-.0042165 ; .003914]
fm20	-.0039132	Si	[-.0061545 ; -.0012231]
fm21	.0013061	No	[-.0321107 ; .0107029]
fm22	.0039412	No	[-.0051861 ; .0134566]
fm23	-.0033624	Si	[-.0069087 ; .0019053]

fm24	.0003771	No	[-.004477 ; .0065288]
fm25	-.000982	No	[-.0042161 ; .0063626]
fm26	-.0005794	No	[-.0044308 ; .0044563]
fm27	-.0016335	No	[-.0058648 ; .0040689]
fm28	-.001876	No	[-.0079937 ; .0056802]
fm29	-.0006541	No	[-.0059445 ; .0059522]
fm30	.0019226	No	[-.002378 ; .0087537]
fm31	.0010145	No	[-.0040178 ; .0076681]
fm32	-.0005813	No	[-.0058207 ; .0066442]
fm33	.0005187	No	[-.0052101 ; .0075847]
fm34	.0009792	No	[-.0229296 ; .0134466]
fm35	-.0006762	No	[-.0069901 ; .0086014]
fm36	-.0023176	Si	[-.005325 ; .0024521]
fm37	-.0031531	Si	[-.0068931 ; .0015266]

J. Promedio Alfa Bruto y Neto Individuales. Modelo Coeficientes Dinámicos con Rolling OLS ventana de 30 meses.

Fondos	Alfa Bruto Promedio	Alfa Neto Promedio	Fondos	Alfa Bruto Promedio	Alfa Neto Promedio
fm1	0,00222863	-0,00286124	fm20	-0,00166187	-0,00458875
fm2	-0,00035543	-0,00489851	fm21	0,00287537	-0,00004995
fm3	0,001673	-0,00339972	fm22	0,00695549	0,0056472
fm4	-0,00014675	-0,00468983	fm23	0,00095348	-0,00387313
fm5	-0,00305299	-0,00788104	fm24	0,00302405	-0,00163214
fm6	-0,00058086	-0,0038546	fm25	0,00137186	-0,00144093
fm7	0,00078651	-0,00305542	fm26	0,00143204	-0,00329071
fm8	0,00320984	0,00046465	fm27	0,00713174	0,00138572
fm9	0,00317165	-0,00097227	fm28	0,00418613	0,00135496
fm10	0,00110347	-0,00142849	fm29	0,00770892	0,00194519
fm11	0,00208522	-0,00230924	fm30	0,00414182	0,00107493
fm12	0,00032159	-0,00154765	fm31	0,00145926	-0,00374664
fm13	0,00345338	0,00203783	fm32	0,00291748	0,00047191
fm14	0,00285763	-0,00073592	fm33	0,00748735	0,00225429
fm15	-0,00019967	-0,00324047	fm34	-0,00339248	-0,00819093
fm16	0,00315271	-0,00035854	fm35	0,00444562	0,00111337
fm17	0,00356703	-0,00205394	fm36	0,00300313	-0,00041491
fm18	0,00250516	-0,00101585	fm37	0,00133622	-0,00274583
fm19	0,00292106	-0,00010102			

K. Timings Individuales. Modelo de Coeficientes Dinámicos sin Rolling OLS

Fondos	Cobre	Petróleo	IMACEC	Timing Agregado	P-Value Bootstrap
fm1	-0,0047486	-0,0200549	-0,0127227	-0,03753	0.8209
fm2	-0,0110985	-0,0062153	-0,115022	-0,13234	0.3137
fm3	-0,0151481	-0,0109635	-0,0887257	-0,11484	0.3098
fm4	-0,0191901	0,0142377	-0,3309588	-0,33591	0.2007
fm5	-0,0018109	0,0345161	0,016853	0,04956	0.9263
fm6	0,0039335	0,009249	0,0378972	0,05108	0.7698
fm7	-0,0046123	-0,009878	-0,0477971	-0,06229	0.5128
fm8	0,3127594	-0,076802	-0,7490888	-0,51313	0.9374
fm9	0,0020154	-0,003115	-0,0105872	-0,01169	0.9111
fm10	-0,0007531	0,0004088	-0,0564756	-0,05682	0.6780
fm11	-0,0697997	-0,0415242	-0,1084183	-0,21974	0.3190
fm12	-0,1030812	-0,0591698	-0,0448174	-0,20707	0.5391
fm13	-0,0365274	-0,0010507	-0,0675353	-0,10511	0.7789
fm14	0,0460807	0,0839679	0,4801578	0,61021	0.6303
fm15	0,0392467	0,0238174	0,0499818	0,11305	0.5840
fm16	0,0318938	0,0304601	-0,1761473	-0,11379	0.9915
fm17	0,0101088	-0,0410218	-0,1165258	-0,14744	0.3727
fm18	-0,0113875	0,0023975	0,0841623	0,07517	0.5682
fm19	0,0007558	0,0010512	-0,0529653	-0,05116	0.6365
fm20	0,0203613	0,0009092	0,1009442	0,12221	0.4960
fm21	0,2226043	-0,030315	-0,3141495	-0,12186	0.9988
fm22	0,0008526	-0,026269	0,0244081	-0,00101	0.9968
fm23	-0,0067225	0,0036855	-0,1189197	-0,12196	0.2618
fm24	-0,017881	-0,0184877	-0,0990871	-0,13546	0.2450
fm25	-0,011802	-0,0116812	-0,0923375	-0,11582	0.4099
fm26	-0,0137979	-0,0083052	-0,0164679	-0,03857	0.7308
fm27	-0,0259639	-0,0459012	-0,2430835	-0,31495	0.2670
fm28	-0,0455799	-0,0017785	-0,0011861	-0,04854	0.7926
fm29	-0,0225507	-0,0583845	-0,4439556	-0,52489	0.1456
fm30	-0,0186893	-0,0107518	-0,0871954	-0,11664	0.3173
fm31	-0,0154024	-0,0092786	-0,1209425	-0,14562	0.2752
fm32	0,0793055	-0,0476156	-0,3683057	-0,33662	0.3809
fm33	-0,0231787	-0,0099659	-0,1906905	-0,22384	0.3479
fm34	0,2375442	-0,0530085	0,4507898	0,63533	0.6475
fm35	0,0985234	-0,0095558	0,0204863	0,10945	0.7940
fm36	0,0404916	0,0040965	0,0588622	0,10345	0.6275

fm37	0,0020796	-0,0009442	-0,0401883	-0,03905	0.7035
------	-----------	------------	------------	----------	--------

L. Promedio Timings Individuales. Modelo de Coeficientes Dinámicos con Rolling OLS ventana de 30 meses.

	Timing Cobre	Timing Petróleo	Timing IMACEC	Timing Agregado
Fondos	Promedio	Promedio	Promedio	Promedio
fm1	0,0002306	-0,00014902	-0,00065692	-0,00041157
fm2	0,00018598	-0,00014461	-0,00040609	-0,00017026
fm3	0,00001919	-0,00038466	-0,00071857	-0,00099004
fm4	0,00039229	0,00014824	-0,0015416	-0,0009441
fm5	-0,00254183	-0,00108569	-0,00100553	-0,00463305
fm6	-0,00315965	0,00053687	0,0003501	-0,00227268
fm7	-0,00039043	-0,0010894	-0,00021828	-0,00171179
fm8	-0,01121848	-0,00940659	-0,00653937	-0,02716444
fm9	-0,00014254	-0,00056244	-0,00008575	-0,00065828
fm10	-0,0009612	-0,00156275	-0,00009707	-0,00262102
fm11	-0,00074942	-0,00009695	0,00024974	-0,00049944
fm12	-0,00179004	-0,00030591	0,00114633	-0,00095959
fm13	0,00050919	-0,00005924	-0,00001021	0,00043975
fm14	0,00012401	0,00902124	-0,00322623	0,00591902
fm15	0,00163544	0,0001557	-0,0008425	0,0013205
fm16	0,00303466	0,00097671	0,00067579	0,00468716
fm17	-0,00039242	-0,00126542	-0,00047583	-0,00203692
fm18	0,00140273	-0,00064553	-0,00009854	0,00065866
fm19	-0,00237736	0,003988	-0,00080239	-0,00062494
fm20	-0,00034703	0,00236227	0,00011588	0,00213111
fm21	-0,00408671	-0,00569167	0,00037821	-0,00940017
fm22	-0,00144908	0,00088375	-0,00210661	-0,00267194
fm23	0,0009762	-0,00057959	-0,00053315	-0,00105643
fm24	-0,0002965	-0,0006608	-0,00029656	-0,00104115
fm25	-0,00103738	-0,00042555	-0,00113589	-0,00456427
fm26	-0,00053854	-0,0006084	-0,00026333	-0,00127467
fm27	-0,00078041	-0,00149129	-0,0000448	-0,00210845
fm28	-0,00013953	-0,00129213	-0,00100142	-0,00226875
fm29	-0,0008308	0,00050137	0,00031439	0,00018634
fm30	-0,00023684	-0,00104253	-0,00121838	-0,00231319
fm31	-0,00042922	-0,00085633	-0,00030616	-0,00151329
fm32	-0,00735384	-0,00043255	-0,00030094	-0,00808733

fm33	0,00073701	-0,0005336	-0,0001501	0,00019585
fm34	0,01489609	-0,01247784	-0,00370475	-0,00128649
fm35	-0,00527441	-0,00091172	-0,0018096	-0,00799573
fm36	-0,00491523	-0,00061646	-0,00116966	-0,00670136
fm37	-0,00050189	-0,00080979	-0,00013647	-0,00144815

Referencias

- [1]Admati, A., Bhattacharya, S., Pfleiderer, P., Ross, S. (1986): “On Timing and Selectivity”, *The Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3.
- [2]Asociación de Administradoras de Fondos Mutuos de Chile (AAFM), www.aafm.cl.
- [3]Avramov, D., Wermers, R. (2006): “Investing in Mutual Funds When Returns are Predictable”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, 339-377.
- [4]Berk J., Van Binsbergen J. (2013): “Measuring Skill in the Mutual Fund Industry”, NBER Working Paper No. 18184.
- [5]Berk, J., Green, R. (2004): “Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets”, *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 6.
- [6]Carhart, M. M. (1997): “On Persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, Vol. 52, 57–82.
- [7]Chen, J., Hong, H., Huang, M., Kubik, J. (2004): “Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization”, *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 5.
- [8]Del Guercio, D., Tkac, P. (2002): “The Determinants of the Flow of Funds of Managed Portfolios: Mutual Funds vs. Pension Funds”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 37, No. 4, 523-557.
- [9] Edelen, R., Evans, R., Kadlec, G. (2007): “Scale Effects in Mutual Fund Performance: The Role of Trading Costs”, <http://ssrn.com/abstract=951367>.
- [10]Efron, B., Tibshirani, R. (1993): “An Introduction to the Bootstrap”, *Chapman and Hall, CRC Monographs on Statistics and Applied Probability*.
- [11]Eling, M., Faust, R. (2010): “The Performance of Hedge Funds and Mutual Funds in Emerging Markets”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 8.
- [12]Enders, W. (2004): “Applied Econometric Time Series”, *Wiley*, Second Edition.
- [13]Fama, E., French, K. (1995): “Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns”, *The Journal*

of Finance, Vol. 50, No. 1, 131-155.

[14]Fama, E., French, K. (1998):"Value versus Growth: The International Evidence", *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6.

[15]Fama, E., French, K. (2004):" The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence" *The Journal of Economic Perspective*, Volume 18, 25-46

[16]Fama, E., French, K. (2010): "Luck versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns," *The Journal of Finance*, 65(5), 1915-1947.

[17]Fama, E., Macbeth, J. (1973): "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, 607-636.

[18]Ferson, W., Schadt, R. (1996): "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, 425-461.

[19]Fuentes, R., Gregoire, J., Zurita, S. (2005): "Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos", Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile, No.316.

[20]Goetzmann, W., Ingersoll, J., Spiegel, M., Welch, I. (2007): "Portfolio Performance Manipulation and Manipulation-Proof Performance Measures", *The Review of Financial Studies*, Vol. 20, No. 5.

[21]Harvey, D., Kellard, N., Madsen, J., Wohar, M. (2010): "The Prebisch-Singer Hypothesis: Four Centuries of Evidence", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 2, 367-377.

[22]Jensen, M. (1967): "The Performance Of Mutual Funds In The Period 1945-1964", *The Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2 (1967) 389-416.

[23]Kacperczyk, M., Van Nieuwerburgh, S., Veldkamp, L. (2014): "Time-Varying Fund Manager Skill", *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4.

[24]Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., White, H. (2006): "Can Mutual Fund "Stars" Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis", *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 6, 2551-2595.

[25]Kristjanpoller, W., Liberona, C. (2010): "Comparación de Modelos de Predicción de Retornos Accionarios en el Mercado Accionario Chileno: CAPM, Fama y French, y Reward Beta", *Revista EconoQuantum*, Vol. 7, No. 1, 119-138.

[26]Low, S. (2012): "Market Timing and Selectivity Performance: A Cross-Sectional Analysis of Malaysian Unit Trust Funds", *Prague Economic Papers*, Vol. 2.

[27]Merton, R. (1973): "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, Vol. 41, No. 5, 867-887.

[28]Moskowitz, T. (2000): "Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses: Discussion", *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 4, 1695-

1703.

[29]Palomino, F., Prat, A. (2003): “Risk Taking and Optimal Contracts for Money Managers”, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 34, No. 1, 113-137.

[30]Petersen, M. (2009): “Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, No.1.

[31]Sharpe, W. (1966):”Mutual Fund Performance”, *The Journal of Business*, Vol. 39, 119-138.

[32]Subha, M., Bharathi, S. (2007): “An Empirical Study on the Performance of Select Mutual Fund Schemes in India”, *Journal of Contemporary Research in Management*, Vol. 1, No.1

[33]Superintendencia de Valores y Seguros de Chile (SVS), www.svs.cl

[34]Treyner, J., Mazuy, K. (1966): “Can Mutual Funds Outguess the Market?”, *Harvard Business Review*.

[35]Walker E., Maturana G. (2002): “Estilos, Timing e Imitación en los Fondos Mutuos Accionarios Chilenos”, *Revista de Análisis Económico*, Vol. 17, N°1, 71-101.

[36] Yan, X. (2008): “Liquidity, Investment Style, and the Relation between Fund Size and Fund Performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 43, No. 3., 741-768.