

Análisis del desempeño de los fondos de inversión de renta variable en México

Performance analysis of the mexican equity mutual funds

Laura G. Zúñiga Feria*

(Fecha de recepción: 12 de febrero de 2016, Fecha de aceptación: 24 de mayo de 2016)

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es profundizar en el estudio del desempeño de los fondos de inversión en México, clasificados como de renta variable y de renta variable discrecionales, durante el período comprendido entre 1993 y 2012. Se adopta el enfoque de la teoría de carteras, encontrando que los resultados obtenidos son coherentes con los realizados para otros países en cuanto al tipo de relación entre los factores de riesgo y los retornos de los fondos, con excepción del factor *momentum* que presenta relación inversa, esto se presenta independientemente de los años de la crisis financiera internacional, incluidos por primera vez en un trabajo de este tipo para el mercado mexicano.

Clasificación JEL: G14, G11, C23

Palabras clave: desempeño, fondos de inversión, gestión de portafolio.

ABSTRACT

The aim of this paper is to delve into the study of the performance evaluation of the Mexican mutual funds industry, classified as equity and discretionary equity, from 1993 to 2012.

Using the modern portfolio theory, our results are consistent with those obtained for other countries as pertains the kind of relation that exists between the risk factors and the fund returns with the exception of the momentum factor which presents an inverse relation, this holds true despite the 2008 international financial crisis. This is the first time the latter is included in an empirical research paper for the Mexican market such as this one.

JEL Classification: G14, G11, C23

Key words: *performance, mutual funds, portfolio management.*

* Facultad de Economía y Negocios, Universidad Anáhuac, México Norte.
Cd. de México, México, lgzuniga@anahuac.mx

Introducción

Durante los últimos años, los fondos de inversión han experimentado un rápido crecimiento a nivel internacional, y el mercado mexicano no es ajeno a esa tendencia. El objeto del presente trabajo es analizar el mercado mexicano de Sociedades de Inversión de Renta Variable (SIRV) y de Renta Variable Discrecionales (SIRVD), aplicando la metodología *return-based*, para encontrar el modelo de mercado que mejor caracterice su proceso generador de retornos.

La aportación principal de la investigación se sustenta en la propuesta de un modelo que refleja, por primera vez para México y su industria de fondos de inversión, el cambio estructural de los mercados financieros a consecuencia de la crisis de 2008. En lo que respecta a la información pública que requiere el inversor para su toma de decisiones; en México sigue siendo escasa, por lo que resulta necesario que se difunda el retorno por unidad de riesgo y el desempeño de los fondos.

De acuerdo con el objetivo propuesto, el siguiente apartado realiza una revisión bibliográfica de los fundamentos de la teoría clásica de carteras en relación al desempeño de los fondos de inversión, incidiendo en particular en las características de los modelos que se van a contrastar. Después se realiza un análisis pormenorizado de la composición de la muestra y de las variables a utilizar. Por último, se presentan los resultados obtenidos y las principales conclusiones del análisis.

1. Modelo de valoración de activos de capital

El Modelo de Valoración de Activos de Capital (*CAPM*) (Sharpe, 1964, Lintner, 1965 y Mossin, 1966) plantea que el retorno esperado de un activo de inversión se puede estimar como:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_i(E(R_{mt}) - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En donde:

$E(R_{it})$ = Retorno esperado del activo de inversión para el periodo t.

$E(R_{mt})$ = Retorno esperado de la cartera de mercado para el periodo t.

R_{ft} = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

β_i = Beta de mercado.

ε_{it} = Residuales, serialmente independientes y con valor esperado $E(\varepsilon_{it})$ igual a cero.

El modelo de un índice (Jensen, 1968) utiliza al *CAPM* para analizar el desempeño de los fondos estableciendo que, si el mercado es el único portafolio eficiente que contiene a la totalidad de activos con riesgo, el retorno anormal debería valer cero. Por lo tanto, utiliza como medida de desempeño la ordenada al origen del *CAPM* o Alfa de Jensen:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + u_{it} \quad (2)$$

En donde:

R_{it} = Retorno del i-ésimo fondo de inversión para el periodo t.

R_{mt} = Retorno de la cartera de mercado para el periodo t.

R_{ft} = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

α_i = Alfa de Jensen, medida de desempeño del fondo de inversión.

β_i = Beta de mercado.

u_{it} = Componente aleatoria del modelo.

El Alfa de Jensen cuantifica la habilidad de selección de activos que posee el gestor del fondo, que tomará valores positivos cuando existe habilidad predictiva por parte del gestor, tenderá a cero, si el gestor sigue una política de selección aleatoria de compra y tenencia de activos, y será negativa si el gestor hace una selección peor que la aleatoria.

Existe ambigüedad del Alfa de Jensen cuando se utiliza como criterio de clasificación del desempeño de un gestor como ganador o perdedor (Roll, 1978), por lo que se plantea la posibilidad de que más de un solo factor de riesgo afecte al retorno del portafolio, abriendo la posibilidad de aplicar la

Teoría de Valoración por Arbitraje (*APT*) (Ross, 1976) como metodología de construcción para el modelo de mercado.

Con base en esta línea de investigación, cuando Fama y French (1992) intentan explicar el retorno promedio del mercado de valores en su corte transversal, evalúan la participación conjunta de la beta de mercado con los factores: tamaño, nivel de apalancamiento, múltiplo Utilidad a Precio de Mercado (*E/P*), y múltiplo Valor en Libros a Valor de Mercado (*BE/ME*).¹ Su prueba empírica no respalda la existencia de una relación directa y simple entre el retorno promedio y las betas de mercado, pero encuentra una fuerte relación univariada entre el retorno promedio y estos cuatro factores. En pruebas multivariadas, encuentran que existe relación inversa entre el retorno promedio y el factor tamaño, y directa con el múltiplo *BE/ME*, por lo que concluyen que las betas no parecen explicar el corte transversal y que la combinación de los factores tamaño y *BE/ME* capta el efecto que tienen tanto el apalancamiento como el múltiplo *E/P* sobre el retorno promedio de los fondos. Sus resultados sugieren que el riesgo accionario es multidimensional y que cada una de estas variables explica alguna de estas dimensiones. Su modelo de tres factores (Fama y French, 1992) se expresa entonces como:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_{it} \quad (3)$$

En donde:

R_{it} = Retorno del i-ésimo fondo de inversión para el periodo t.

R_{mt} = Retorno de la cartera de mercado para el periodo t.

R_{ft} = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

SMB_t = Factor tamaño para el periodo t.

HML_t = Factor del múltiplo *BE/ME* para el periodo t.

α_i = Medida de desempeño del activo de inversión.

β_i = Beta de mercado, o sensibilidad del retorno del fondo de inversión ante el retorno del mercado.

s_i = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor tamaño.

¹ A diferencia de otros autores que utilizan el valor de los activos para cuantificar el tamaño del fondo, Fama y French utilizan el valor de mercado.

h_i = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor del múltiplo BE/ME

u_{it} = Componente aleatoria del modelo

Todos los factores de riesgo incluidos, imitan portafolios promedio ponderados de cero-inversión. Este modelo ayuda a analizar si el precio de los activos se establece de manera racional, ya que las variables independientes incluidas representan la sensibilidad a factores de riesgo comunes al retorno promedio. Así, Fama y French obtienen un coeficiente de determinación mayor que el del modelo de un índice de Jensen, además de alfas estimadas cercanas a cero, lo que habla de un modelo que capta las variaciones comunes de las series de tiempo en los retornos y que explica también los retornos promedio en su corte transversal.

Confirman (Fama y French, 1995) que tanto el factor tamaño como el múltiplo BE/ME están relacionados con propiedades persistentes de las utilidades,² lo que sugiere que los factores de riesgo para la utilidad son la fuente de los correspondientes factores de riesgo para los retornos de las acciones. Demuestran un claro efecto del factor de mercado y del factor tamaño sobre el retorno de los activos, pero encuentran debilidad con respecto al factor BE/ME a consecuencia de la falta de evidencia de que la influencia de este múltiplo sobre la utilidad afecte al BE/ME en los retornos. En su análisis, las empresas frágiles por sus bajos ingresos tienden a un múltiplo BE/ME alto y a un valor estimado positivo del coeficiente h_i , y viceversa. También demuestran (Fama y French, 1996) que el modelo de tres factores capta la reversión del retorno de largo plazo, pero no explica la continuidad del retorno de corto plazo.³

A partir del modelo de tres factores, Carhart (1997) sugiere incluir el efecto *momentum* de un año (Jegadeesh y Titman, 1993) como un factor de riesgo adicional, para ayudar así a explicar el efecto “manos calientes” (Hendricks, Patel y Zeckhauser, 1993). Carhart afirma que la prueba de eficiencia de mercado de los retornos, condicionada al modelo de equilibrio en el que el intercepto α_i es igual a cero, no deja observar con claridad la evidencia que

² Las acciones con valor de mercado (ME) pequeño, tienden a generar valores menores del múltiplo Utilidad a Valor en Libros (E/BE), que las acciones con ME mayor. Este efecto tamaño en las utilidades se debe en gran parte a las bajas ganancias (profits) de las emisoras de acciones de pequeño valor de mercado o capitalización.

³ En este trabajo aplican el modelo de tres factores a las bases de datos utilizadas en estudios empíricos realizados por otros investigadores.

confirma la existencia de habilidad de selección de activos por parte del gestor. El modelo de cuatro factores (Carhart, 1997) se puede expresar como:

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + p_i PR1YR_t + u_{it} \quad (4)$$

En donde:

R_{it} = Retorno del i-ésimo fondo de inversión para el periodo t.

R_{mt} = Retorno de la cartera de mercado para el periodo t.

R_{ft} = Retorno del activo libre de riesgo para el periodo t.

SMB_t = Factor tamaño para el periodo t.

HML_t = Factor del múltiplo *BE/ME* para el periodo t.

$PR1YR_t$ = Factor *momentum* para el periodo t.

α_i = Medida de desempeño del fondo de inversión.

β_i = Beta de mercado o sensibilidad del retorno del fondo ante el retorno del mercado.

s_i = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor tamaño.

h_i = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor del múltiplo *BE/ME*.

p_i = Sensibilidad del retorno del fondo de inversión al factor *momentum*.

u_{it} = Componente aleatoria del modelo.

Carhart asegura que este modelo explica considerablemente la variación en el corte transversal del retorno promedio de los portafolios de inversión, ya que cada factor de riesgo tiene fuerte varianza y su correlación cruzada es baja, lo que asegura la falta de multicolinealidad. Contrario a los resultados de otros investigadores (Grinblatt, Titman y Wermers, 1995), Carhart demuestra que los fondos que siguen la estrategia de *momentum*⁴

⁴ La estrategia de inversión de *momentum*, consiste en comprar una acción, porque su retorno pasado fue a la alza, y vender una acción, porque su retorno pasado se presentó a la baja. Grinblatt, Titman y Wermers (1995) plantean que esta estrategia de inversión puede ser lo que genera la persistencia de corto plazo en el desempeño de los fondos mutuos, de hecho prueban que los fondos con esta estrategia

ganan menos retorno anormal después de gastos, ya que los costos de esta estrategia consumen las ganancias obtenidas por seguirla, y que la rotación de activos disminuye el desempeño.

Con su prueba empírica concluye que este modelo explica casi en su totalidad la variación en el corte transversal, a partir del factor tamaño y del factor *momentum*. El factor *momentum* tiene un patrón de comportamiento en donde es grande y positivo para los portafolios con más acciones de bajo valor de mercado, y va disminuyendo conforme aumentan en el portafolio la proporción de acciones con alto valor de mercado, hasta llegar a valores negativos del factor. Además, el modelo presenta mejores coeficientes de determinación que el modelo de un índice de Jensen. Concluye que existe poca evidencia de la habilidad de selección de los gestores de los fondos, lo que es consistente con la hipótesis de eficiencia de mercado.

2. Revisión de la literatura

El modelo de tres factores de Fama y French y el de cuatro factores de Carhart se han utilizado en un sinnúmero de análisis empíricos de la industria de fondos en diferentes países alrededor del mundo, aunque la mayoría se refieren al de Estados Unidos de América, dando resultados similares en la mayoría de los estudios.

En un análisis recientes de la industria de fondos mutuos de renta variable norteamericanos (Bello, 2008), se comparan los resultados del modelo de un índice de Jensen, el de tres factores y el de cuatro factores, utilizando una muestra reciente que cubre el periodo de abril de 1986 a marzo de 2006. Los resultados confirman la relación directa entre cada uno de los factores de riesgo y el retorno de los fondos. Bello encuentra que aunque cada modelo explica en la misma magnitud el retorno de los fondos, alrededor del 71%, el poder predictivo del de tres factores es superior al modelo de un índice, así como el modelo de cuatro factores es mejor que el de Fama y French. Estos resultados reiteran los hallazgos que en su momento realizaron Fama y French, así como Carhart.

Se utilizan también estos modelos, con fondos norteamericanos, para plantear otros más complejos manejando observaciones diarias, y para estudiar la habilidad de los gestores de fondos para anticiparse al mercado. Bollen y Busse (2001 y 2005) encuentran mejores estimaciones de los retor-

tienen mejor desempeño, cuantificando su retorno antes de comisión por gestión y costos de transacción.

nos anormales (alfas) a partir de datos diarios, mientras que Elton, Gruber y Blake (2011) confirman que el modelo de un solo índice, en comparación con el de tres y cuatro factores, revela la existencia de habilidad de anticipación por parte de los gestores que redundan en retornos anormales positivos, pero no en un mejor desempeño del fondo.

Para América Latina, los análisis del mercado de fondos a través de estos modelos son escasos. En cuanto al mercado brasileño de fondos de renta variable, se utiliza el modelo de cuatro factores de Carhart (Berggrun, Mongrut, Umaña y Varga, 2014), confirmando la relación directa entre el retorno de los fondos y los factores *SMB* y *HML*. Las alfas son positivas para los deciles más altos de fondos, y negativas para los deciles más bajos. El factor *momentum* es siempre positivo y significativo, excepto para los deciles más altos en los que llega a ser negativo.

Para el mercado mexicano, existe una evaluación de los riesgos y rendimientos de los fondos (Rodríguez, 2004) utilizando los índices de Sharpe (1966) y Treynor (1965), así como el Alfa de Jensen. Concluye que la mayoría de los fondos de renta variable en México presentaron resultados inferiores a los del Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (BMV), durante el periodo 1998-2003.

El segundo y más reciente trabajo (Muga, Rodriguez y Santamaría, 2007) utilizan el modelo de Carhart como parte de la metodología de análisis de persistencia, en una muestra de fondos de inversión libre de sesgo de supervivencia, para el periodo 1992 a 2002. Los resultados muestran relación directa entre el retorno de los fondos y el factor tamaño, así como la existencia de persistencia de corto y largo plazo. También se encuentran alfas con signo negativo, al ordenar los fondos por sus retornos rezagados un año.

Tanto el modelo de Fama y French como el de Carhart se han convertido en la metodología de referencia para cualquier tentativa de medición del desempeño de los fondos de inversión y siguen presentes en las revisiones recientes sobre la literatura de fondos de inversión, porque se consideran como la metodología dominante en la literatura y en la industria de fondos.

3. Análisis empírico: composición de la muestra y descripción de las variables

En este trabajo se estiman el modelo de tres factores de Fama y French expresado en (3), y el de cuatro factores de Carhart mostrado en (4), utilizando

como variable dependiente el retorno en exceso de las Sociedades de Inversión de Renta Variable (SIRV) y de Renta Variable Discrecionales (SIRVD) en México.

A continuación se describe brevemente la muestra analizada, así como las variables independientes incluidas en los modelos. Hay que apuntar que toda la información bursátil utilizada en este trabajo, así como los múltiplos y valores de capitalización, fue recopilada a partir del sistema de información *Economática*, quien a su vez utiliza como fuente a la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV).

3.1 Composición y características de la muestra de Sociedades de Inversión de Renta Variable y de Renta Variable Discrecionales

Se utilizaron los precios netos de comisiones y de gastos, con periodicidad mensual, de las SIRV y SIRVD que componen el mercado mexicano, durante el periodo de enero de 1992 a diciembre de 2012. Ya que la metodología de construcción de las variables independientes obliga a perder algunos datos, el periodo de análisis final comprende de enero de 1993 a junio de 2012. En este periodo operaron un total de 301 fondos de este tipo en México, de los que no todos se mantuvieron activos en la totalidad del mismo, ya sea porque iniciaron operaciones en fecha posterior a enero de 1993, o porque se cancelaron o fusionaron con otro fondo antes de junio de 2012.

La muestra es libre de sesgo de supervivencia porque abarca al universo de fondos existentes en cada uno de los meses que componen el periodo de estudio. Se cuenta con información para las 1226 series accionarias distintas, cada una con diferentes características en cuanto al perfil del cliente, montos mínimos de inversión y comisiones, lo que afecta al valor liquidativo de cada una de ellas; por lo tanto, se analizan por separado aunque varias de ellas pertenezcan a la misma SIRV o SIRVD. Para obtener mejores estimaciones de los modelos, se incluyen en el análisis sólo aquellas series que cuentan con al menos un año de información de sus retornos mensuales, por lo que se eliminan 162 realizando el análisis con las 1064 restantes. A partir de los precios, se calculan los retornos mensuales en logaritmos.

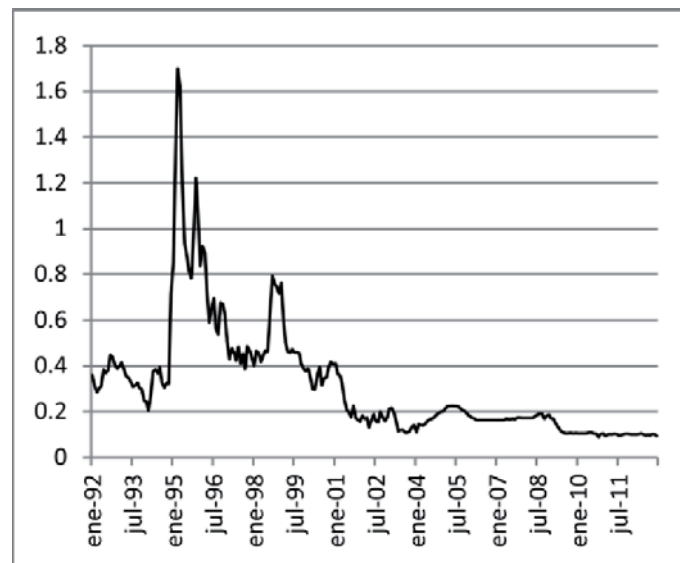
3.2 El activo libre de riesgo

En lo que respecta a la definición del activo libre de riesgo, en la literatura de las últimas tres décadas se utiliza con mayor frecuencia un instrumento

de deuda gubernamental, con plazo similar al plazo de inversión considerado en los fondos, y con periodo de análisis de al menos diez años.

En consecuencia, en este trabajo se utiliza como activo libre de riesgo al Certificado de la Tesorería de la Federación (CETE) con plazo de 28 días,⁵ la cual presenta tendencia a la baja a lo largo del periodo de estudio (Figura 1) como consecuencia de la política monetaria restrictiva implementada por el Banco de México a partir de su autonomía en 1995.

Figura 1. Tasa libre de riesgo (1992-2012)



Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica.

3.3 La cartera del mercado de capitales

En los trabajos empíricos que utilizan un modelo con base en los retornos históricos para el análisis de fondos mutuos, lo usual es emplear al índice bursátil más representativo del mercado de capitales como aproximación a la cartera de mercado, este papel lo ocupa en México el Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) elaborado por la BMV.

⁵ La tasa libre de riesgo empleada en los modelos estadísticos (R_f) se calculó con el log-rendimiento de la tasa equivalente mensual (30 días) del CETE 28, para asegurar su congruencia con el retorno de las SIRV y SIRVD y de la cartera de mercado. Se realizaron pruebas con los CETE's a 91 días sin obtener impacto relevante sobre los resultados de las estimaciones de los modelos.

Otro índice, también elaborado por la BMV, que puede representar a la cartera de mercado es el Índice de Rentabilidad Total (IRT). Éste utiliza la misma muestra y metodología que el IPC, pero con el precio accionario ajustado por derechos, lo cual es más cercano a los supuestos del *CAPM*. Este índice se creó en julio de 2002, ya que antes de esa fecha comparte sus valores con el IPC que desde ese momento dejó de ajustarse por dividendos.

Por otro lado, el utilizar un índice de mercado como punto de referencia en la evaluación del desempeño de un gestor de inversiones trae problemas (Roll, 1978), sobre todo por la falta de robustez del *CAPM* cuando dicho índice no representa a la totalidad de los activos que cotizan en el mercado. Bajo los supuestos del *CAPM*, los portafolios óptimos siempre son una combinación del activo libre de riesgo y de la cartera de mercado. Además, el equilibrio significa que la cartera de mercado es el único portafolio eficiente conformado por todos los activos con riesgo (Fama, 1968).

Con base en estos argumentos y en los trabajos de Fama y MacBeth (1973), Henriksson (1984), y Grinblatt y Titman (1989a) que utilizan como cartera de mercado a un índice promedio simple de los retornos de todas las acciones listadas en el mercado norteamericano de capitales, en el presente trabajo se presenta también como posible cartera de mercado un índice promedio sin ponderar (*EWI*) de elaboración propia. El *EWI* se calcula entonces con el promedio simple del precio de cierre, ajustado por derechos, del universo de series accionarias cotizadas cada mes en la BMV durante el periodo de estudio.

Dadas las observaciones de De Bondt y Thaler (1989) y de Fama (1991), que afirman que los índices sin ponderar son ineficientes en media-varianza con respecto a las estrategias pasivas así como a aquellas basadas en el tamaño de la empresa, que prefieren los promedios ponderados sobre los simples, se utiliza también en este trabajo un índice promedio ponderado (*WAI*) de elaboración propia. Fama (1968), establece que la cartera de mercado debe contener a todos los activos riesgosos que operan en el mercado, ponderados por su valor de mercado, de manera que el *WAI* se construye con el precio de cierre ajustado por derechos del total de series accionarias cotizadas en la BMV, ponderando por su valor de capitalización para cada periodo.

En estimaciones realizadas con anterioridad,⁶ se utilizó también en Índice de Sociedades de Inversión de Renta Variable, que como cartera de re-

⁶ Estas estimaciones fueron expuestas en el IV Congreso de Investigación Financiera IMEF 2014, (http://www.imef-eventos.org.mx/2014/fundacion/congreso/programa_general.php).

ferencia ofreció buenos resultados. Sin embargo, se decidió no trabajar con este índice en los modelos multifactoriales porque es necesario un índice que replique el comportamiento de la cartera del mercado de capitales, es decir, de los instrumentos de capital cotizados en la BMV.

3.4 Variables referidas a los factores tamaño y BE/ME

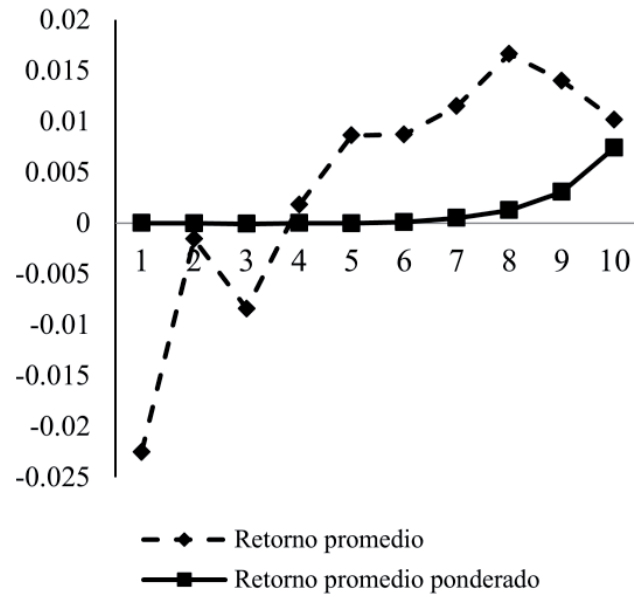
Con fundamento en el modelo de tres factores de Fama y French, se procede a construir los factores de riesgo referentes al tamaño (*SMB*) y al múltiplo *BE/ME* (*HML*). Primero se inspecciona el universo de series accionarias que cotizaron en la BMV durante el periodo de estudio original, en donde se encontró que el promedio es de 132 en cada mes, con un mínimo de 54 en enero de 1992, y un máximo de 184 en marzo de 1999. De cada serie accionaria, se toma: el precio de mercado para el cierre del mes, su valor de capitalización como medida de su tamaño y el inverso de su múltiplo Precio a Valor en Libros (P/VL).

En congruencia con los trabajos empíricos en los que el retorno incluye apreciación de capital, dividendos y distribución de ganancias de capital, se utilizan los precios accionarios ajustados por derechos para trabajar con el retorno total. El efecto tamaño (Banz, 1981) consiste en que el valor de mercado explica en cierta medida el retorno promedio del corte transversal ya que, dado su riesgo sistemático, las acciones con menor valor de mercado otorgan retornos mayores y viceversa.

En cuanto al tamaño, se aprecia un patrón de comportamiento inverso al esperado (Figura 2), ya que el retorno es menor en los deciles correspondientes al menor tamaño (D1, D2, D3) y aumenta para los deciles de alto valor de capitalización. De hecho, sólo se observa el comportamiento esperado en el retorno promedio de los dos últimos deciles (D9 y D10).

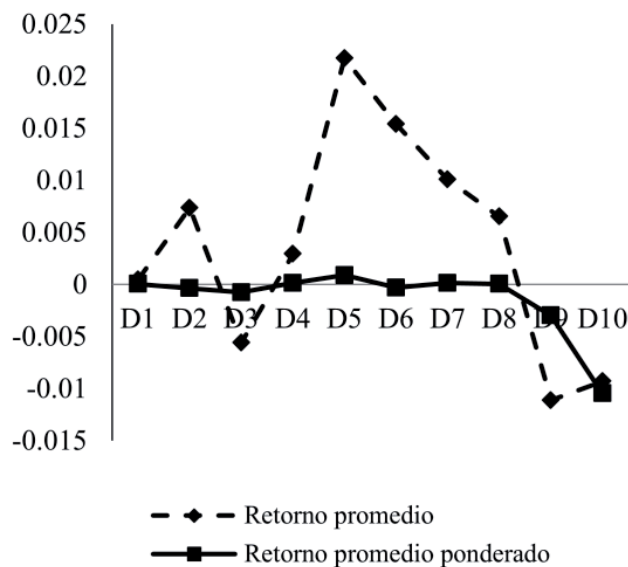
En cuanto al retorno promedio y promedio ponderado calculado para los deciles de acuerdo al valor del múltiplo *BE/ME* del mes de diciembre del año anterior ($t-1$), se nota un comportamiento diferente para los primeros deciles que para el resto de ellos (Figura 3), formando un patrón errático de valores positivos y negativos hasta que, a partir del quinto decil (D5), se ve con mayor claridad un comportamiento decreciente. El retorno promedio de los deciles más bajos (D1 a D4) y más altos (D9 y D10) es menor, que el de los deciles intermedios (D5 a D8), aparentando una forma de U invertida. Sin embargo, el patrón del retorno promedio ponderado es más suave, presentando un comportamiento con clara tendencia a la baja. Este comporta-

Figura 2. Retorno de las acciones, por decir de tamaño, medido a través del valor de capitalización



Fuente: Elaboración propia.

Figura 3. Retorno de las acciones, por decir del múltiplo Valor en Libros a Valor de Mercado (BE/ME), de diciembre del año anterior t-1



Fuente: Elaboración propia.

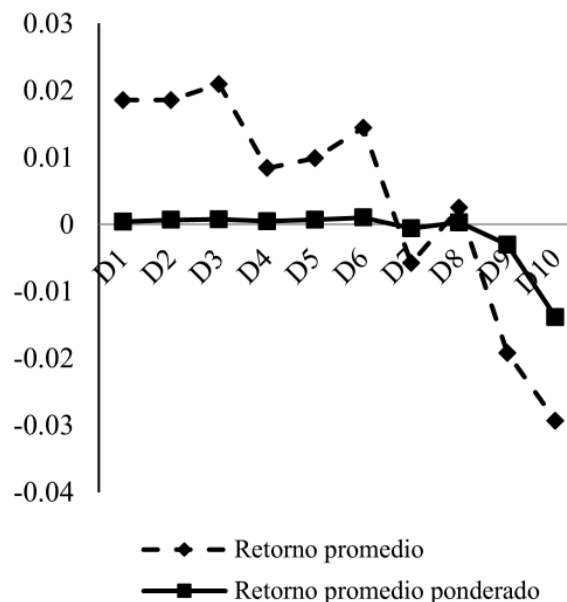
miento general es contrario al esperado, ya que el retorno promedio de los deciles más altos debería ser mayor que el de los más bajos, por lo tanto no es evidente el “efecto *BE/ME*” en el mercado mexicano de capitales, aunque para el promedio ponderado podría considerarse un efecto en sentido inverso al del mercado norteamericano.

Se realizó una prueba construyendo los deciles a partir del valor del múltiplo *BE/ME* del mes de junio del mismo año (*t*), a diferencia de la metodología de Fama y French, obteniendo así un comportamiento inverso mucho más claro (Figura 4), en el que los deciles más bajos del múltiplo *BE/ME* tienen mayor retorno promedio que los más altos, lo cual es en definitiva el comportamiento opuesto al que presenta el mercado norteamericano.

Para la construcción de los factores *SMB* y *HML* utilizados en el modelo, se forman primero portafolios con las acciones cotizadas cada año en la BMV, empleando el “método de clasificación independiente” (Fama y French, 1993) en el que se establece como fecha para la clasificación el final de junio del año (*t*), asignando las acciones de manera independiente:

- A dos grupos diferentes por tamaño: Se clasifica como “grande” (*B*) si es mayor o igual a su valor mediano de capitalización, y como “pequeño” (*S*) en caso contrario.

Figura 4. Retorno de las acciones, por decil de la razón Valor en Libros a Valor de Mercado (*BE/ME*), de junio del mismo año *t*



Fuente: Elaboración propia.

- A tres grupos según el valor del múltiplo BE/ME : “bajo” (L), “medio” (M) y “alto” (H), excluyendo aquellas emisoras con BE/ME negativo, a partir del percentil 30 y 70.

Con las intersecciones de estos 5 subconjuntos de acciones, se crean los 6 portafolios: pequeño-bajo (SL), pequeño-medio (SM), pequeño-alto (SH), grande-bajo (BL), grande-medio (BM) y grande-alto (BH). Para cada uno de estos portafolios se calcula su retorno mensual, para los doce meses comprendidos desde julio del año (t), utilizado para la clasificación, hasta junio del año siguiente ($t+1$). Finalmente se construye el factor SMB y el HML como:

$$SMB = \frac{SH+SM+SL}{3} - \frac{BH+BM+BL}{3} \quad (5)$$

$$HML = \frac{SH+BH}{2} - \frac{SL+BL}{2} \quad (6)$$

3.5 Variable referida al factor momentum

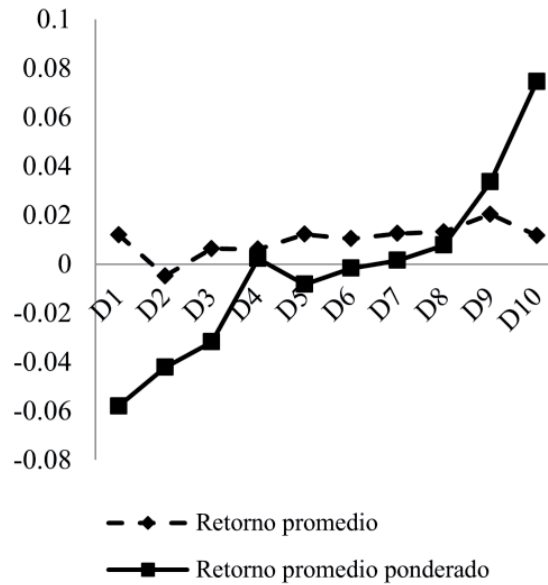
Para justificar la inclusión del factor *momentum* en el modelo de mercado multifactorial para México, se analiza el comportamiento del retorno promedio de las acciones en función de su retorno pasado.

Para las acciones que cotizaron en la BMV durante el mes de junio de cada año (t), se toma el retorno de los once meses anteriores desde el mes $t-2$ al mes $t-12$ ⁷ (retorno 2-12), a partir del cual se construyen deciles para analizar su retorno promedio y promedio ponderado en el mes de junio de ese año (t). Se aprecia (Figura 5) que a mayor retorno 2-12, se presenta un mayor retorno futuro. Es decir que los deciles de mayor retorno pasado (D7, D8, D9 y D10) muestran un mayor retorno promedio para el mes actual, y que este comportamiento es más evidente en el retorno promedio ponderados que en el retorno promedio simple. Esto hace pensar que existe una relación directa entre el retorno pasado y el retorno futuro, es decir, que existe *momentum* de un año.

En la elaboración del factor WML , la metodología empleada (Elton, Gruber y Blake, 2011) muestra algunas diferencias con el método planteado por

⁷ No se incluye el retorno del mes inmediato anterior ($t-1$) porque el retroceso entre los precios de oferta y demanda (*bid-ask*) puede atenuar el efecto de continuidad del desempeño (Jegadeesh y Titman, 2001).

Figura 5. Retorno de las acciones de junio del año t, por decil de retorno pasado (2-12)



Fuente: Elaboración propia.

Carhart. Para ser incluida en este factor dentro del portafolio del mes t (formado al final del mes t-1), una acción tiene que estar cotizando en la BMV y presentar precio de mercado para el mes t-13, además de un “buen” retorno para el mes t-2. También, para cada acción incluida debe existir la información acerca de su valor de capitalización para el final del mes anterior (t-1).

Se utilizan seis portafolios formados por tamaño y por su retorno 2-12:

- Dos grupos para el tamaño: “pequeño” (S) o “grande” (B), tomando como punto de referencia el valor mediano de capitalización.
- Tres grupos por su retorno 2-12 promedio: “ganador” (W), “neutral” (N) o “perdedor” (Lo), en función del percentil 30 y 70.

Los seis portafolios se conforman mensualmente con la intersección de estos cinco subconjuntos: pequeño-ganador (SW), pequeño-neutral (SN), pequeño-perdedor (SLo), grande-ganador (BW), grande-neutral (BN) y grande-perdedor (BLo). El factor *momentum* (WML) se calcula entonces como:

$$WML = \frac{SW+BW}{2} - \frac{SLo+BLo}{2} \quad (7)$$

4. Resultados

4.1 Análisis descriptivo de las variables

Las 1064 series accionarias de SIRV y SIRVD utilizadas para el análisis empírico, constituyen el 86.8% de la muestra original, y se encuentran (Tabla 1) en su mayoría dentro de la clasificación “especializada en acciones”, seguidas por las “discrecionales en renta variable”. Del total, 64 no corresponden a clasificación alguna, ya que se cancelaron o fusionaron con otra antes de

Tabla 1. Número de series accionarias de acuerdo a su clasificación, por activos objeto de inversión que conforman su portafolio (diciembre de 2012)

Clasificación	Núm. de series accionarias	Estrategia de inversión
Especializada en acciones	513	Mínimo 80% en acciones*
Mayoritariamente en acciones	15	Máximo 80% y mínimo 50% en acciones*
Mayoritariamente en valores de deuda	112	Máximo 80% y mínimo 50% en instrumentos de deuda.
Especializadas en valores de deuda	104	Mínimo 80% en instrumentos de deuda.
Subtotal	744	
Discrecional de renta variable	245	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en instrumentos de renta variable.
Discrecional en índices	4	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en índices.
Discrecional en instrumentos de deuda	7	Con límite de exposición al riesgo o un objetivo de retorno en instrumentos de deuda.
Subtotal Discrecionales	256	
Clasificación no disponible	64	Series accionarias canceladas o fusionadas con otras.
Total	1064	

* Comprenden acciones y demás valores o contratos que las representen o se encuentren referidos a éstas.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica y la CNBV.

que fuera publicada la versión más reciente de dicha clasificación en la Ley de Sociedades de Inversión.⁸

Los retornos mensuales (Tabla 2), que longitudinalmente muestran valores promedio entre -5.9% y 205.4% mensual, con una alta volatilidad ya que su coeficiente de variación es de 902%. En general, la mitad de los fondos en la muestra han ofrecido históricamente un retorno inferior al mediano que es de 0.5% mensual. En el corte transversal, los retornos mensuales promedio van desde -17.8% hasta 160.8%, con valor promedio de 2.60% para cualquier mes dado, y menor volatilidad relativa con coeficiente de variación es de 637%. En congruencia con los trabajos más relevantes,⁹ se utilizaron log-rendimientos para la estimación de los modelos de mercado.

El factor del mercado de capitales (I_{mt}) es la prima de riesgo que otorga la cartera de mercado con respecto a la tasa libre de riesgo ($R_{mt} - R_{ft}$), y se calcula con cada uno de los índices bursátiles IPC e IRT y con los índices de elaboración propia *WAI* y *EWI*. En todos los casos (Figura 6), este factor resulta con valores negativos que son aproximadamente de la misma magni-

Tabla 2. Retorno promedio mensual de las SIRV y SIRVD.
(enero de 1993 a junio de 2012)

	Longitudinal		Corte transversal	
	N	Retorno promedio	n	Retorno promedio
Mínimo	12	-0.0588	31	-0.1780
Máximo	234	2.0539	908	1.6075
Mediana	50	0.0048	187	0.0111
Promedio	68	0.0100	308	0.0260
Desviación estándar		0.0904		0.1660

Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Economatica.

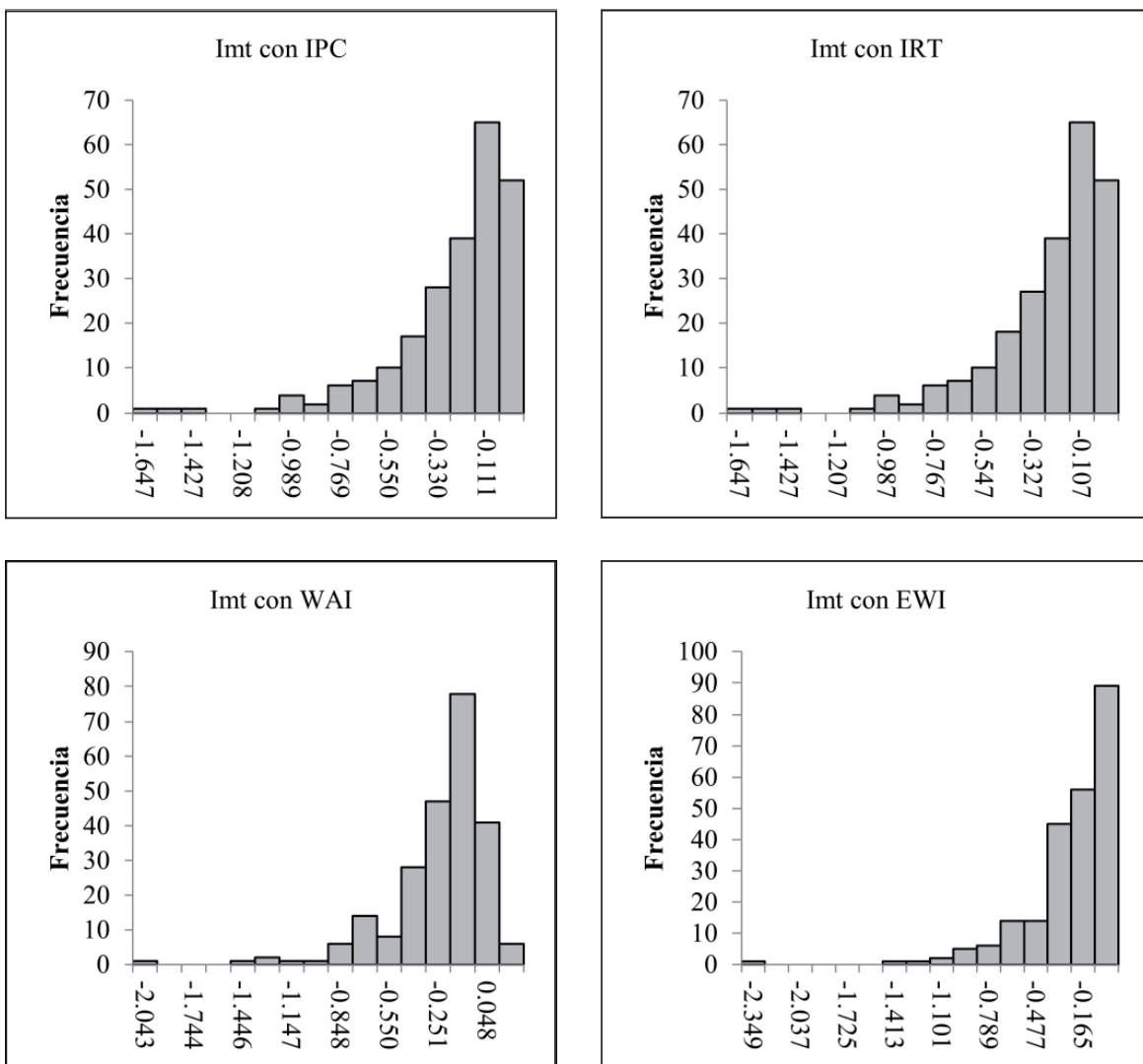
⁸ En la 6ª Resolución que modifica la CUSI, publicada en el DOF del 15 de diciembre de 2010.

⁹ Jensen (1968), Friend y Blume (1970), y Black (1972) suponen capitalización continua, con base en lo establecido por Lintner (1969) y Black (1972) sobre la longitud del periodo en que se aplica el modelo de un índice, y que sólo tiene sentido cuando el periodo es infinitesimal. $R_i = \ln(1 + R_{i,mes})$.

tud (Tabla 3), con un valor promedio que va desde -0.3175 para el *EWI* hasta -0.3034 para el *IRT*. Su volatilidad es similar para los cuatro índices, siendo el *IPC* el de menor variación relativa.

En cuanto al factor *SM* (Tabla 3), la prima promedio por tamaño es negativa (-0.0007) y muy cercana a cero, lo que implica que el retorno que ofrece una emisora de tamaño grande es en promedio mayor que el de una peque-

Figura 6. Histograma de frecuencia del factor de mercado (*I_{mt}*)
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Nota: $I_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3. Retornos de las variables utilizadas como factores de riesgo
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)

	$I_{mt} IPC$	$I_{mt} IRT$	$I_{mt} WAI$	$I_{mt} EWI$	SMB	HML	WML
Media	-0.3042	-0.3034	-0.3099	-0.3175	-0.0007	-0.0241	0.0970
Mediana	-0.2152	-0.2152	-0.2320	-0.2123	-0.0009	-0.0234	0.0929
Desv.Estándar	0.2757	0.2763	0.2958	0.2948	0.0502	0.0573	0.0275
Mínimo	-1.6469	-1.6469	-2.0431	-2.3492	-0.1485	-0.2950	0.0497
Máximo	-0.0009	0.0026	0.1968	-0.0085	0.1897	0.2356	0.1967
Coef.Variación	-0.9065	-0.9106	-0.9546	-0.9285	-75.7503	-2.3805	0.2836

Nota: $I_{mt} = R_{mt} - R_{ft}$.

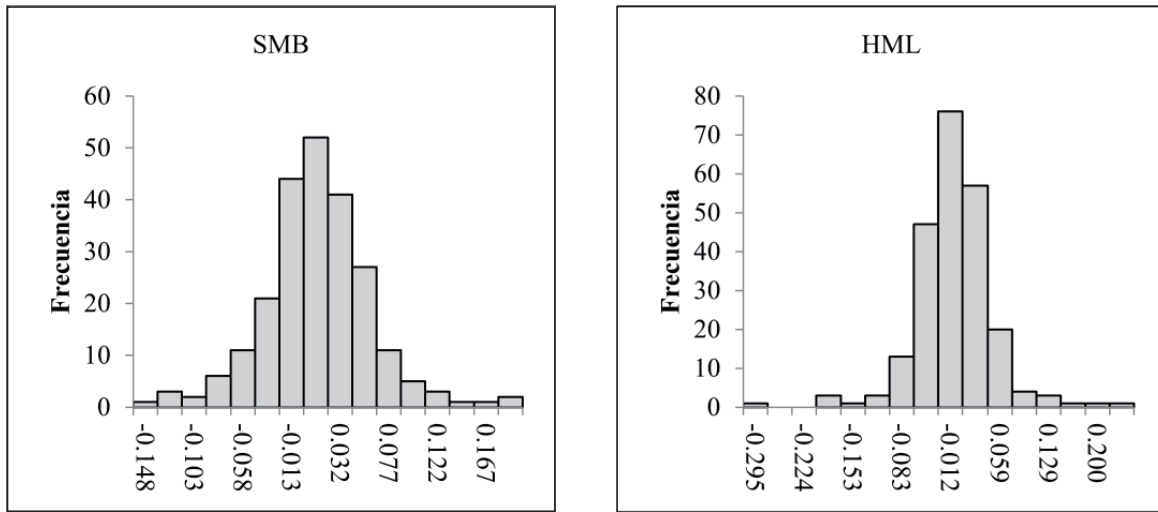
Fuente: Elaboración propia.

ña, lo que es consistente con los resultados de Fama y French. Sin embargo, se puede observar (Figura 7) un comportamiento casi simétrico alrededor de cero, por lo que esta conclusión sólo se aplica a un poco más de la mitad de los meses en el periodo de estudio, y en el resto son las emisoras pequeñas las que ofrecen un mayor retorno, además de existir una gran volatilidad en este factor.

El factor HML presenta un valor promedio negativo (-0.0241), es decir que una emisora con mayor múltiplo BE/ME ofrece en promedio un mejor retorno, resultado congruente con la teoría al ser de esperarse que los mayores valores del múltiplo BE/ME son a consecuencia de un precio de mercado subvalorado frente a su valor en libros. Esta conclusión es aplicable a la mayoría de los meses que conforman el periodo de estudio. En cuanto a su dispersión, aunque su desviación estándar es ligeramente mayor (0.0573) que la del factor SMB (0.0502), su dispersión relativa es mucho menor (2.4 contra 71.7, respectivamente). Se observa además (Figura 7) la existencia de valores extremos y de un comportamiento con menor simetría que para el factor SMB .

Al analizar el factor *momentum* (WML), su promedio resulta positivo y de mayor magnitud (0.0970) en comparación con los anteriores factores de riesgo, por lo que se puede decir que las series accionarias con retorno pasado (retorno 2-12) positivo, otorgan en promedio mayor retorno futuro que aquellas con persistencia negativa. Este factor es el de menor dispersión, con coeficiente de variación de 0.28. Su histograma de frecuencia (Fi-

Figura 7. Histograma de frecuencia para el factor SMB y el factor HML.
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Fuente: Elaboración propia.

gura 8) exhibe un comportamiento sesgado a la derecha, lo que implica que en la mayoría de los meses que conforman el periodo de estudio se obtiene un retorno adicional pequeño a consecuencia del efecto *momentum*, o al menos menor a su valor mediano (0.0929).

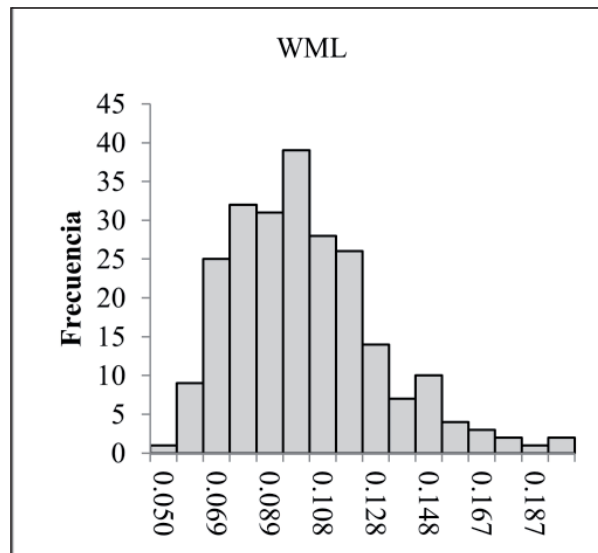
4.2 Estimación de los modelos

A continuación se presentan los resultados de la estimación de los modelos de mercado propuestos.¹⁰ Cada modelo se estimó utilizando como cartera de mercado a uno de los cuatro índices bursátiles propuestos: IPC, IRT, WAI y *EWI*. El proceso de estimación se inició evaluando por mínimos cuadrados ordinarios una regresión agrupada (RA). Posteriormente, por la importancia que conlleva para este análisis empírico el cuantificar la proporción explicada de la varianza en el corte transversal, se estima un panel de efectos aleatorios (PEA).¹¹ Finalmente, se estima un panel de efectos fijos (PEF) para

¹⁰ Todas las variables se ortogonalizaron antes de incluirse en los modelos a estimar. En todas las estimaciones se utilizó el paquete estadístico STATA.

¹¹ Para la gran mayoría de los modelos se encontró que el valor estimado de los coeficientes no cambia entre la RA y el PEA. Se realizó la prueba del Multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios de Breusch y Pagan, para conocer cuál de estos dos métodos de estimación es estadísticamente el más adecuado.

Figura 8. Histograma de frecuencia para el factor WML.
(Información mensual para el periodo ene/93 a jun/12)



Fuente: Elaboración propia.

responder al cuestionamiento acerca de las diferencias aleatorias entre los diferentes fondos de inversión, es decir, que cada uno tiene características propias que lo diferencian de los otros.

4.2.1 Estimación del modelo de tres factores

Los resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French (Tabla 4) muestran un coeficiente de determinación desde 63.8% hasta 78.8%, según el índice bursátil utilizado como cartera de mercado, siendo el mejor ajuste con el IPC y el IRT.¹²

Prácticamente todos los coeficientes estimados son estadísticamente diferentes de cero, al 95% de nivel de confianza. El coeficiente del factor mercado (β_i) presenta signo positivo y es cercano a la unidad, mientras que el signo del α es negativo y de magnitud cercana a cero.

Los coeficientes para los factores *SMB* y *HML* exhiben signo positivo, que implica una relación directa con el retorno diferencial de los fondos ($R_{it} - R_{ft}$).

¹² En pruebas realizadas con el modelo de un sólo índice (modelo de Jensen) se obtiene prácticamente el mismo valor del coeficiente de determinación, con un mínimo de 63.2% y máximo de 78.4%. El aumento en la bondad de ajuste al incluir los factores *SMB* y *HML* es marginal.

Tabla 4: Resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$$

utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI.

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
IPC			
α (P-valor)	-0.0145 (0.000)*	-0.0145 (0.000)*	-0.0179 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9434 (0.000)*	0.9434 (0.000)*	0.9242 (0.000)*
S_i (P-valor)	0.2421 (0.000)*	0.2421 (0.000)*	0.2372 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.0902 (0.000)*	0.0902 (0.000)*	0.0990 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0168 (1.000)
R^2 dentro		73.1%	73.1%
R^2 entre		98.4%	98.4%
R^2 total	78.8% (ajust.)	78.8%	78.8%
P-valor normalidad ⁺⁺	0.000	0.000	0.000
IRT			
α (P-valor)	-0.0161 (0.000)*	-0.0161 (0.000)*	-0.0195 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9408 (0.000)*	0.9408 (0.000)*	0.9219 (0.000)*
S_i (P-valor)	0.2384 (0.000)*	0.2384 (0.000)*	0.2338 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.0910 (0.000)*	0.0910 (0.000)*	0.0998 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0166 (1.000)
R^2 dentro		73.1%	73.1%
R^2 entre		98.4%	98.4%
R^2 total	78.8% (ajust.)	78.8%	78.8%
P-valor normalidad ⁺⁺	0.000	0.000	0.000
WAI			
α (P-valor)	-0.0521 (0.000)*	-0.0521 (0.000)*	-0.0620 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.7409 (0.000)*	0.7309 (0.000)*	0.6862 (0.000)*
S_i (P-valor)	0.0818 (0.000)*	0.0818 (0.000)*	0.0662 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.3199 (0.000)*	0.3199 (0.000)*	0.3227 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0388 (1.000)
R^2 dentro		55.4%	55.4%
R^2 entre		98.1%	98.1%
R^2 total	63.8% (ajust.)	63.8%	63.8%
P-valor normalidad ⁺⁺	0.000	0.000	0.000

Tabla 4 (continuación). Resultados de la estimación del modelo de tres factores de Fama y French
 $(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$
 utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
EWI			
α (P-valor)	-0.0255 (0.000)*	-0.0255 (0.000)*	-0.0288 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.8822 (0.000)*	0.8822 (0.000)*	0.8642 (0.000)*
S_i (P-valor)	0.0153 (0.046)**	0.0153 (0.046)**	0.0134 (0.082)***
h_i (P-valor)	-0.0033 (0.659)	-0.0033 (0.659)	0.0057 (0.451)
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0134 (1.000)
R^2 dentro		70.2%	70.2%
R^2 entre		98.6%	98.6%
R^2 total	76.5% (ajust.)	76.5%	76.5%
P-valor normalidad ⁺⁺	0.000	0.000	0.000

⁺⁺ Se utilizó la prueba Shapiro-Wilk para probar la hipótesis de que los residuales de la regresión estimada siguen una distribución normal.

⁺⁺⁺ Proporción de la varianza a consecuencia de los efectos fijos u_i . El P-valor corresponde a la prueba para $H_0: u_i = 0$.

* Significativo al 99% de nivel de confianza.

** Significativo al 95% de nivel de confianza.

*** Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el paquete Stata.

El correspondiente al factor tamaño (s_i) es mayor con el IPC y el IRT, y disminuye drásticamente con el WAI y el EWI, lo que implica que el tamaño explica en menor grado el proceso generador de retornos de los fondos de inversión cuando la cartera de mercado abarca al universo de activos en el mercado mexicano de capitales.

El coeficiente del factor por BE/ME (h_i) es positivo, con magnitud menor al utilizar los índices IPC e IRT, y mucho mayor con el WAI. Sin embargo, con el EWI el coeficiente cambia de signo y se presenta como estadísticamente igual a cero.

En el PEA se confirma que es mayor el nivel de explicación de este modelo para la variación que existe entre fondos de inversión (en promedio de 98.5%), en comparación con la variación a lo largo del tiempo que está alre-

dedor del 73%. Los resultados del PEF muestran la inexistencia de dichos efectos fijos.¹³

Se concluye entonces que el modelo óptimo es una RA en la que se utiliza al IPC como cartera de mercado. Aquí, la técnica de *bootstrap* y los estimadores robustos arrojan coeficientes significativos al 99% de nivel de confianza.¹⁴

Los resultados apoyan la hipótesis de que los factores *SMB* y *HML* explican el comportamiento del mercado de estos fondos de inversión, a través de una relación directa al utilizar el IPC o el IRT como cartera de mercado, pero que puede ser nula con otros índices bursátiles.

4.2.2 Estimación del modelo de cuatro factores

A continuación se presentan los resultados de la estimación del modelo de cuatro factores de Carhart, con el que se espera incrementar el nivel de explicación del modelo al incluir el factor *momentum*. Los resultados muestran que el coeficiente de determinación (Tabla 5) mantiene valores similares a los del modelo de Fama y French, sin importar el índice bursátil utilizado como cartera de referencia, y con cualquiera de las tres metodologías de estimación.

En los modelos que utilizan al IPC y al *EWI*, el signo de los coeficientes α y β_i se mantiene similar a los estimados en el modelo de tres factores; pero al emplear el IRT o el *WAI* el α cambia su signo a positivo, conservando su significancia estadística.

Los signos de los coeficientes s_i y h_i ratifican la relación directa entre los factores *SMB* y *HML* con el retorno diferencial de los fondos ($R_{it} - R_{ft}$), aunque en menor magnitud para el factor tamaño y más marcada para el factor del múltiplo *BE/ME*.¹⁵

El coeficiente del factor *momentum* (p_i) muestra signo negativo y es significativo con cualquiera de las carteras de mercado utilizadas. Este signo es contrario al esperado ya que una relación inversa entre el factor *WML* y el retorno de los fondos de inversión implica que la persistencia de las acciones

¹³ Sin embargo, la prueba de Hausman concluye que son más eficientes estos estimadores.

¹⁴ En todos los modelos estimados, los residuales no pasan la prueba de normalidad, lo que puede ser a consecuencia de otras variables independientes que no se han hecho explícitas en el modelo de mercado.

¹⁵ Sólo para la estimación con el *EWI*, en donde el coeficiente β_{HML} es no significativo con el modelo de tres factores, el coeficiente del factor tamaño disminuye hasta ser estadísticamente igual a cero (P-valor=0.194).

Tabla 5: Resultados de la estimación del modelo de cuatro factores
 $(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$
 utilizando como cartera de mercado al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
IPC			
α (P-valor)	-0.0131 (0.000)*	-0.0132 (0.000)*	-0.0056 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9345 (0.000)*	0.9345 (0.000)*	0.9220 (0.000)*
s_i (P-valor)	0.2343 (0.000)*	0.2344 (0.000)*	0.2316 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.1082 (0.000)*	0.1082 (0.000)*	0.1104 (0.000)*
p_i (P-valor)	-0.3545 (0.000)*	-0.3545 (0.000)*	-0.2903 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0131 (1.000)
R^2 dentro		73.2%	73.2%
R^2 entre		98.6%	98.6%
R^2 total	78.9% (ajust.)	78.9%	78.9%
IRT			
α (P-valor)	0.0114 (0.000)*	0.0114 (0.000)*	0.0040 (0.008)*
β_i (P-valor)	0.9320 (0.000)*	0.9320 (0.000)*	0.9197 (0.000)*
s_i (P-valor)	0.2308 (0.000)*	0.2308 (0.000)*	0.2282 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.1089 (0.000)*	0.1089 (0.000)*	0.1112 (0.000)*
p_i (P-valor)	-0.3531 (0.000)*	-0.3531 (0.000)*	-0.2893 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0130 (1.000)
R^2 dentro		73.2%	73.2%
R^2 dentro		98.6%	98.6%
R^2 total	78.9% (ajust.)	78.9%	78.9%
WAI			
α (P-valor)	0.0162 (0.000)*	0.0162 (0.000)*	-0.0094 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.7267 (0.000)*	0.7267 (0.000)*	0.6853 (0.000)*
s_i (P-valor)	0.0630 (0.000)*	0.0630 (0.000)*	0.0524 (0.000)*
h_i (P-valor)	0.3527 (0.000)*	0.3527 (0.000)*	0.3427 (0.000)*
p_i (P-valor)	-0.8568 (0.000)*	-0.8568 (0.000)*	-0.6396 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0273 (1.000)
R^2 dentro		55.9%	55.9%
R^2 dentro		97.6%	97.8%
R^2 total	64.7% (ajust.)	64.7%	64.7%

Tabla 5 (continuación). Resultados de la estimación del modelo de cuatro factores utilizando como cartera de mercado

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha_i + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMBort_t + h_i HMLort_t + p_i WMLoort_t + u_{it}$$

al IPC, IRT, WAI y EWI

Cartera de mercado	Método de estimación		
	RA	PEA	PEF
<i>EWI</i>			
α (P-valor)	-0.0049 (0.000)*	-0.0049 (0.000)*	-0.0123 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.8759 (0.000)*	0.8759 (0.000)*	0.8626 (0.000)*
s_i (P-valor)	0.0099 (0.196)	0.0099 (0.196)	0.0090 (0.247)
h_i (P-valor)	0.0098 (0.194)	0.0098 (0.194)	0.0132 0.082)***
p_i (P-valor)	-0.2631 (0.000)*	-0.2631 (0.000)*	-0.2035 (0.000)*
rho ⁺⁺⁺ (P-valor)		0.0000	0.0117 (1.000)
R^2 dentro		70.2%	70.3%
R^2 dentro		98.6%	98.6%
R^2 total	76.6% (ajust.)	76.6%	76.7%

++ Se utilizó la prueba Shapiro-Wilk para probar la hipótesis de que los residuales de la regresión estimada siguen una distribución normal.

+++ Proporción de la varianza a consecuencia de los efectos fijos. El P-valor corresponde a la prueba F para $H_0: u_i = 0$

* Significativo al 99% de nivel de confianza.

*** Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

ganadoras para generar retornos mayores en el de corto plazo promueve la disminución en el retorno de los fondos de inversión.

El modelo de PEA muestra consistencia con los resultados del modelo de tres factores, en cuanto a la mayor proporción de varianza explicada en el corte transversal (98.6%) y menor para la varianza longitudinal (73.2%). Con el PEF no se encuentran efectos fijos estadísticamente significativos.¹⁶ Se selecciona como modelo óptimo a la RA estimada con el IRT, porque muestra la mayor R^2 y un valor positivo del α , lo que sugiere la existencia de habilidad de selección de activos por parte de los gestores de fondos. Se estima este modelo con la téc-

¹⁶ Al igual que con el modelo de tres factores, la prueba de Hausman concluye que son más eficientes los estimadores de efectos fijos.

nica *bootstrap* y con estimadores robustos, resultando en coeficientes estadísticamente diferentes de cero al 99% de nivel de confianza.

4.3 Estimación de los tres modelos, por clasificación de SIRV y SIRVD

Se realiza un análisis por tipo de SIRV y SIRVD para comprobar si el poder explicativo de los factores *SMB*, *HML* y *WML* es el mismo para cualquier estilo de inversión. Se estiman los modelos de uno, tres y cuatro factores para cada tipo de fondo, utilizando como cartera de mercado al IPC y al IRT.¹⁷ Se encuentran algunos resultados generales para todos los estilos de inversión, sin importar el índice bursátil utilizado (Tabla 6 y 7).

El modelo de cuatro factores produce siempre los mayores coeficientes de determinación, con diferencias que van desde 0.3% hasta 2.5%, en comparación con la R^2 del modelo de tres factores. Los valores más altos son para los fondos “discrecionales en instrumentos de deuda”, “mayoritariamente en acciones”, y “no disponible”. Este resultado llama la atención porque los cuatro factores de riesgo en el modelo buscan explicar el retorno de los fondos como consecuencia del comportamiento del mercado de capitales, sin embargo los tipos de fondo mejor explicados corresponden a estilos de inversión intensivos en deuda.

El coeficiente del factor *momentum* (p_i) muestra signo negativo, significativo con cualquier cartera de mercado. Este signo es contrario al esperado ya que una relación inversa entre el factor *WML* y el retorno de los fondos, implica que la persistencia de las acciones ganadoras promueve la disminución en el retorno de los fondos de inversión.

Los coeficientes del modelo de tres factores (β_i , s_i y h_i) son todos positivos y estadísticamente significativos, excepto para los fondos clasificados como “especializados en deuda” para los que el coeficiente del factor *HML* cambia de signo y pierde su significancia al ser estadísticamente igual a cero. El coeficiente del factor *momentum* (p_i) es negativo y estadísticamente significativo, lo que apunta a que existe una relación inversa y significativa entre el retorno adicional de los fondos ($R_{it} - R_{ft}$) y este factor.

Estos resultados llevan a concluir que el modelo con mayor poder explicativo es el de cuatro factores, ya que muestra los mayores valores para el coeficiente de determinación.

¹⁷ Se utilizan sólo estos dos índices porque en las estimaciones anteriores resultaron ser los que explican en mayor proporción el comportamiento del retorno diferencial de las SIRV y SIRVD.

Tabla 6. Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

Clasificación de la SIRV y SIRVD	Modelo estimado		
	Un factor	Tres factores	Cuatro factores
Toda la muestra			
α (P-valor)	-0.0180 (0.000)*	-0.0145 (0.000)*	-0.0131 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9366 (0.000)*	0.9434 (0.000)*	0.9345 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.2421 (0.000)*	0.2343 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.0902 (0.000)*	0.1082 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.3545 (0.000)*
R^2 total ajustada	78.4%	78.8%	78.9%
1. Especializada en acciones			
α (P-valor)	-0.0149 (0.000)*	-0.0117 (0.000)*	0.0114 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9507 (0.000)*	0.9562 (0.000)*	0.9479 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.1722 (0.000)*	0.1649 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.0997 (0.000)*	0.1138 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2969 (0.000)*
R^2 total ajustada	74.2%	74.4%	74.5%
2. Mayoritariamente en acciones			
α (P-valor)	-0.0195 (0.000)*	-0.0152 (0.000)*	0.0079 (0.123)
β_i (P-valor)	0.9425 (0.000)*	0.9480 (0.000)*	0.9419 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.2945 (0.000)*	0.2914 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1104 (0.000)*	0.1179 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2887 (0.000)*
R^2 total ajustada	94.9%	95.3%	95.4%
3 Mayoritariamente en Deuda			
α (P-valor)	-0.0371 (0.000)*	-0.0338 (0.000)*	0.0092 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.7718 (0.000)*	0.7890 (0.000)*	0.7700 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.1922 (0.000)*	0.1737 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.0257 (0.047)**	0.0747 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.5711 (0.000)*
R^2 total ajustada	76.0%	76.8%	78.1%

Tabla 6 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

4. Especializada en deuda			
α (P-valor)	-0.0306 (0.000)*	-0.0270 (0.000)*	0.0174 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.8323 (0.000)*	0.8502 (0.000)*	0.8354 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.3816 (0.046)**	0.3709 (0.000)*
h_i (P-valor)		-0.0038 (0.779)	0.0391 (0.004)*
p_i (P-valor)			-0.5861 (0.000)*
R^2 total ajustada	85.9%	87.6%	88.4%
5. Discrecional en Renta Variable			
α (P-valor)	-0.0215 (0.000)*	-0.0173 (0.000)*	0.0144 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9144 (0.000)*	0.9240 (0.000)*	0.9129 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.3128 (0.000)*	0.3033 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.0875 (0.000)*	0.1113 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.4147 (0.000)*
R^2 total ajustada	72.0%	72.5%	72.8%
6. Discrecional en Índices			
α (P-valor)	-0.0227 (0.000)*	-0.0173 (0.000)*	0.0172 (0.208)
β_i (P-valor)	0.9223 (0.000)*	0.9328 (0.000)*	0.9231 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.4491 (0.000)*	0.4357 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1430 (0.028)**	0.1462 (0.024)**
p_i (P-valor)			-0.4193 (0.007)*
R^2 total ajustada	89.1%	90.2%	90.3%
7. Discrecional en Instrumentos de Deuda			
α (P-valor)	-0.0167 (0.000)*	-0.0129 (0.000)*	0.0053 (0.385)
β_i (P-valor)	0.9613 (0.000)*	0.9638 (0.000)*	0.9607 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.2538 (0.000)*	0.2527 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1352 (0.000)*	0.1385 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2195 (0.001)*
R^2 total ajustada	96.0%	96.3%	96.3%

Tabla 6 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IPC

8. No disponible			
α (P-valor)	-0.0252 (0.000)*	-0.0213 (0.000)*	-0.0038 (0.320)
β_i (P-valor)	0.9519 (0.000)*	0.9528 (0.000)*	0.9539 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.3107 (0.000)*	0.3115 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1672 (0.000)*	0.1666 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.1853 (0.000)*
R^2 total ajustada	94.8%	95.3%	95.3%

* Significativo al 99% de nivel de confianza.

** Significativo al 95% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

Tabla 7. Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

Clasificación de la SIRV y SIRVD	Modelo estimado		
	Un factor	Tres factores	Cuatro factores
Toda la muestra			
α (P-valor)	-0.0186 (0.000)*	-0.0161 (0.000)*	0.0114 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9341 (0.000)*	0.9408 (0.000)*	0.9320 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.2384 (0.000)*	0.2308 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.0910 (0.000)*	0.1089 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.3531 (0.000)*
R^2 total ajustada	78.4%	78.8%	78.9%
1. Especializada en Acciones			
α (P-valor)	-0.0166 (0.000)*	-0.0134 (0.000)*	0.0097 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9481 (0.000)*	0.9535 (0.000)*	0.9453 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.1683 (0.000)*	0.1611 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1006 (0.000)*	0.1146 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2959 (0.000)*
R^2 total ajustada	74.2%	74.4%	74.5%

Tabla 7 (continuación): Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

2. Mayoritariamente en Acciones			
α (P-valor)	-0.0210 (0.000)*	-0.0167 (0.000)*	0.0060 (0.240)
β_i (P-valor)	0.9403 (0.000)*	0.9458 (0.000)*	0.9398 (0.000)*
\underline{s}_i (P-valor)		0.2915 (0.000)*	0.2884 (0.000)*
\underline{h}_i (P-valor)		0.1119 (0.000)*	0.1192 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2836 (0.000)*
R^2 total ajustada	94.9%	95.3%	95.4%
3. Mayoritariamente en Deuda			
α (P-valor)	-0.0385 (0.000)*	-0.0353 (0.000)*	0.0079 (0.002)*
β_i (P-valor)	0.7694 (0.000)*	0.7861 (0.000)*	0.7671 (0.000)*
\underline{s}_i (P-valor)		0.1881 (0.000)*	0.1696 (0.000)*
\underline{h}_i (P-valor)		0.0260 (0.044)**	0.0753 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.5743 (0.000)*
R^2 total ajustada	76.9%	76.8%	78.0%
4. Especializada en Deuda			
α (P-valor)	-0.0321 (0.000)*	-0.0286 (0.000)*	0.0159 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.830 (0.000)*	0.8476 (0.000)*	0.8328 (0.000)*
\underline{s}_i (P-valor)		0.3777 (0.046)**	0.3671 (0.000)*
\underline{h}_i (P-valor)		-0.0033 (0.779)	0.0397 (0.003)*
p_i (P-valor)			-0.5871 (0.000)*
R^2 total ajustada	85.9%	87.5%	88.3%
5. Discrecional en Renta Variable			
α (P-valor)	-0.0230 (0.000)*	-0.0190 (0.000)*	0.0127 (0.000)*
β_i (P-valor)	0.9120 (0.000)*	0.9214 (0.000)*	0.9104 (0.000)*
\underline{s}_i (P-valor)		0.3090 (0.000)*	0.2996 (0.000)*
\underline{h}_i (P-valor)		0.0880 (0.000)*	0.1117 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.4136 (0.000)*
R^2 total ajustada	72.0%	72.5%	72.7%

Tabla 7 (continuación). Resultados de la estimación de los modelos de uno, tres y cuatro factores, por clasificación de las SIRV y SIRVD, utilizando como cartera de mercado al IRT

6. Discrecional en Índices			
α (P-valor)	-0.0242 (0.000)*	-0.0188 (0.000)*	0.0155 (0.255)
β_i (P-valor)	0.9200 (0.000)*	0.9303 (0.000)*	0.9208 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.4463 (0.000)*	0.4330 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1437 (0.027)**	0.1469 (0.023)**
p_i (P-valor)			-0.4172 (0.007)*
R^2 total ajustada	89.1%	90.2%	90.4%
7. Discrecional en Instrumentos de Deuda			
α (P-valor)	-0.0181 (0.000)*	-0.0143 (0.000)*	0.0034 (0.577)
β_i (P-valor)	0.9592 (0.000)*	0.9617 (0.000)*	0.9587 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.2511 (0.000)*	0.2500 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1361 (0.000)*	0.1394 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.2138 (0.002)*
R^2 total ajustada	96.0%	96.3%	96.3%
8. No disponible			
α (P-valor)	-0.0265 (0.000)*	-0.0226 (0.000)*	-0.0058 (0.136)
β_i (P-valor)	0.9499 (0.000)*	0.9508 (0.000)*	0.9519 (0.000)*
s_i (P-valor)		0.3091 (0.000)*	0.3099 (0.000)*
h_i (P-valor)		0.1680 (0.000)*	0.1674 (0.000)*
p_i (P-valor)			-0.1792 (0.000)*
R^2 total ajustada	94.8%	95.3%	95.3%

* Significativo al 99% de nivel de confianza.

** Significativo al 95% de nivel de confianza.

*** Significativo al 90% de nivel de confianza.

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados obtenidos con el programa Stata.

Conclusiones

En el modelo de Fama y French, la beta correspondiente al factor del mercado alcanza un valor muy cercano a la unidad, mientras que el alfa mantiene su magnitud cercana a cero y de signo negativo.¹⁸ Estos resultados confirman que el modelo propuesto es una representación eficiente del mercado mexicano de SIRV y SIRVD.

En general, los factores que representan al mercado de capitales (*SMB* y *HML*) guardan una relación directa con el retorno diferencial de los fondos, resultado congruente con la literatura de referencia. El signo positivo del coeficiente correspondiente al factor *SMB* da indicios de que el fondo promedio mantiene en su portafolio acciones de pequeña capitalización. La magnitud estimada de este coeficiente es mucho mayor (70% más grande) al utilizar el IPC o el IRT como cartera de mercado, en comparación con los otros índices utilizados, lo que sugiere que este factor de riesgo aporta menos al retorno diferencial de este tipo de fondos de inversión cuando la cartera del mercado de capitales abarca al universo de activos con riesgo.

El coeficiente del factor *HML* es positivo y de menor magnitud que para el factor tamaño, lo que denota que en la tenencia accionaria del fondo de inversión promedio se incluyen acciones “de valor”, cuyo múltiplo *BE/ME* posee valores altos por estar subvaloradas en el mercado. Llama la atención que al utilizar como cartera de referencia los índices que incluyen al universo de activos con riesgo (*WAI* y *EWI*), el valor de este coeficiente disminuye hasta ser estadísticamente igual a cero, lo que podría estar relacionado con el hecho de que el IPC e IRT solo incluye a las 35 series accionarias de alta bursatilidad.

Para el modelo de cuatro factores de Carhart, tanto el coeficiente del factor *SMB* como el del factor *HML* mantienen su signo positivo y marginalmente su magnitud, conforme al resultado con el modelo de tres factores.

El factor *momentum* no es relevante para incrementar la bondad de ajuste del modelo, sin embargo ayuda a aumentar el valor del alfa, que llega a ser positiva y significativa cuando se utiliza al IRT como cartera de mercado. El alfa negativa implica que posiblemente es mayor la tenencia en acciones de

¹⁸ Estos valores estimados resultan muy similares a los resultantes de la estimación con el modelo de un índice, presentados en el Congreso Internacional de Finanzas, con sede en la Facultad de Contaduría y Administración de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), el pasado noviembre de 2014.

alta capitalización dentro de los portafolios de los fondos, lo que es contrario al signo positivo del coeficiente s_i ; por lo tanto, es probable que represente la existencia de “manos heladas” por parte de los gestores, es decir, que el desempeño de los fondos es inferior, de manera sostenida.

Los modelos óptimos utilizan al IPC o al IRT como cartera de referencia, por su mayor coeficiente de determinación, el coeficiente estimado para el factor *momentum* resulta más cercano a cero cuando se utiliza el IPC, que proporciona la información acerca del retorno por ganancias de capital, que cuando se utiliza el IRT, que ofrece el retorno ajustado por derechos. Es necesario analizar la generación de dividendos y otros derechos dentro del periodo en estudio para descartar que el signo negativo del coeficiente h_i sea a consecuencia de la falta de crecimiento económico del país.

Por otro lado, por ser la R^2 del modelo de Carhart muy similar a la del modelo de tres factores (0.1% mayor), se podría seleccionar como modelo óptimo el de Fama y French, según el criterio de parsimonia; sin embargo, a diferencia de Elton, Gruber y Blake (2011),¹⁹ consideró que para el mercado mexicano es importante incluir este cuarto factor porque induce un cambio de signo en el alfa al usar el IRT. También, se constata que cualquiera de los modelos estimados con el IPC o el IRT, explica prácticamente la totalidad (98.5%) de la variación en el corte transversal y aproximadamente el 73% de la variación longitudinal del retorno diferencial ($R_{it} - R_{ft}$) de los fondos.

Con el análisis de los fondos por clasificación, se demuestra que existe consistencia en el tipo de relación existente para los ocho estilos de inversión, con respecto a los cuatro factores de riesgo: positiva para el factor de mercado, el *SMB* y el *HML*, y negativa para el factor *momentum*, siendo todos los coeficientes estadísticamente diferentes de cero. La excepción es para aquellas clasificadas como “especializadas en deuda”, con las que existe relación inversa con el factor *HML*.

Para todas las clases de fondos, la inclusión del cuarto factor en el modelo de mercado ayuda a aumentar su poder explicativo, aunque el incremento no es de gran magnitud (entre el 0% hasta el 1.69%). Esto cuestiona nuevamente si se debe privilegiar el aumento en varianza explicada sobre un modelo con mayor parsimonia. Sin embargo, como el hecho de incluir el factor *momentum* en el modelo ayuda a obtener valores de alfa estadísticamente

¹⁹ Elton, Gruber y Blake (2011) concluyen innecesario incluir el factor *momentum* en su modelo porque el alfa del modelo de tres factores resulta mayor que la del modelo de cuatro factores.

iguales a cero, lo que es una señal de un mercado de fondos de inversión más eficiente, se prefiere mantener el factor dentro el modelo.

En el modelo de cuatro factores se observa que para cuatro de las clases de fondos se obtiene un alfa positiva y estadísticamente significativa, contrario al modelo general. Esto sucede para los fondos clasificados como: “especializada en acciones”, “mayoritariamente en deuda”, “especializada en deuda”, y “discrecional en renta variable”. El alfa es estadísticamente igual a cero para el resto de los estilos de inversión, conservando su signo negativo como en la modelo general sólo para la clasificación “No Disponible” conformada por los fondos cancelados o fusionados.

Se puede concluir que, en general, la habilidad de selección de activos por parte de los gestores de los fondos, medida por el alfa del modelo multifactorial, cambia de signo y magnitud a consecuencia de la inclusión de los diferentes factores de riesgo dentro del modelo de valoración y de la cartera de mercado utilizada como referencia. Si se toma esto como una señal de eficiencia de mercado, entonces no todas las clases de SIRV y SIRVD tiene el mismo grado de eficiencia en México.

Se propone continuar esta línea de investigación incorporando al modelo multifactorial nuevos factores de riesgo, que representen al mercado de deuda (Comer, Larrymore y Rodríguez, 2009), ya que las carteras de inversión de las SIRV y SIRVD poseen una buena proporción de este tipo de instrumentos, y analizar si esto ayuda a incrementar el poder explicativo del modelo de mercado.

Referencias bibliográficas

- Banz, R. W. (1981). “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Finance Economics*, 9(1), pp. 3-18.
- Bello, Zakri Y. (2008). “Three Factor Model and the Carhart’s Model”. *Global Journal of Finance & Banking Issues*. 2(2), pp. 14-24.
- Berggrun, L., Mongrut, S., Umaña, B. y Varga, G. (2014). “Persistence in equity fund performance in Brazil”. *Emerging Markets Finance & Trade*. 50(2), pp. 16-33.
- Black, F. (1972). “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing”. *The Journal of Business*, 45(3), pp. 444-455.
- Bollen, N. P., y Busse, J. A. (2001). “On the Timing Ability of Mutual Fund Managers”. *The Journal of Finance*, 56(3), pp. 1075-1094.

- Bollen, N. P. y Busse, J. A. (2005). "Short-term Persistence in Mutual Fund Performance." *Review of Financial Studies*, 18(2), pp. 569-597.
- De Bondt, W. F. M. y Thaler, R. (1989). Anomalies: A mean-reverting walk down Wall Street. *Journal of Economic Perspectives*, 3(1), pp. 189-202.
- Carhart, M. M. (1997). "On Persistence in Mutual Fund Performance". *The Journal of Finance*, 52(1), pp. 57-82.
- Comer, G., Larrymore, N. y Rodriguez, J. (2009). "Controlling for Fixed-Income Exposure in Portfolio Evaluation: Evidence From Hybrid Mutual Funds". *The Review of Financial Studies*, 22(2), pp. 481-507.
- Elton, E. J., Gruber, M. J. y Blake, C. R. (2011). "Holdings Data, Security returns, and the Selection of Superior Mutual Funds". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(2), pp. 341-367.
- Fama, E. F. (1968). "Risk, Return and Equilibrium: Some Clarifying Comments". *The Journal of Finance*, 23(1), pp. 29-40.
- Fama, E. F. (1991). "Efficient capital markets: II". *The Journal of Finance*, 46(5), pp. 1575-1617.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns". *The Journal of Finance*, 47(2), pp. 427-465.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp. 3-56.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1995). "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns." *The Journal of Finance*, 50(1), pp. 131-155.
- Fama, E. F. y French, K. R. (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies". *The Journal of Finance*, 51(1), pp. 55-84.
- Fama, E. F. y MacBeth, J. D. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *The Journal of Political Economy*, 81(3), pp. 607-636.
- Friend, I. y Blume, M. E. (1970). "Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty". *American Economic Review*, 60(4), pp. 561-575.
- Grinblatt, M. y Titman, S. (1989a). "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings". *Journal of Business*, 62(3), pp. 393-416.
- Grinblatt, M., Titman, S. y Wermers, R. (1995). "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior." *The American Economic Review*, 85(5), pp. 1088-1105.
- Hendricks, D., Patel, J. y Zeckhauser, R. (1993). "Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988." *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 93-130.

- Henriksson, R. D. (1984). "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation". *The Journal of Business*, 57(1), pp. 73-96.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (1993). "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency". *The Journal of Finance*, 48(1), pp. 65-91.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (2001). "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations". *The Journal of Finance*, 56(2), pp. 699-720.
- Jensen, M. (1968). "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964". *The Journal of Finance*, 23(2), pp. 389-416.
- Lintner, J. (1965). "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics*, 47(1), pp. 13-37.
- Lintner, J. (1969). "The Aggregation of Investor' Diverse Judgments and Preferences in Perfectly Competitive Security Markets". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4, pp. 347-400.
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a Capital Asset Market". *Econometrica*, 34(4), pp. 768-783.
- Muga, L., Rodríguez, A. y Santamaría, R. (2007). "Persistence in Mutual Funds in Latin American Emerging Markets: The Case of Mexico". *Journal of Emerging Market Finance*, 6(1), pp. 1-37.
- Roll, R. (1978). "Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line". *The Journal of Finance*, 33(4), pp. 1051-1069.
- Rodríguez, A. (2004). "Riesgos y rendimientos de los fondos de inversión en México". *Análisis Económico*, 41, pp. 175-198.
- Ross, S. A. (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". *Journal of Economic Theory*, 13, pp. 341-360.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk". *The Journal of Finance*, 19(3), pp. 425-442.
- Sharpe, W. F. (1966). "Mutual Fund Performance". *The Journal of Business*, 39(1), pp. 119-138.
- Treynor, J. L. (1965). "How to Rate Management of Investment Funds". *Harvard Business Review*, 43, pp. 63-75.