

Evaluación del desempeño de los Fondos Mutuos de Inversión en Colombia

Diana Carolina Mazo Arango

dmazoar@eafit.edu.co

Andrés Darío Quiceno Mafla

aquicen4@eafit.edu.co

Resumen

El presente artículo pretende evaluar la gestión de los Fondos Mutuos de Inversión en Colombia en el periodo 2010-2015 mediante la aplicación de los índices de Sharpe, Treynor y Jensen, así como la aplicación del Test de GARCH para estimar la volatilidad en series financieras con varianzas heterocedásticas con el fin de establecer si los administradores de los fondos son capaces de generar rendimientos por encima del activo libre de riesgo o del índice de mercado de referencia.

Como resultado de la aplicación de los resultados se encontró que en la mayoría de los casos los Fondos Mutuos de Inversión no son capaces de superar la rentabilidad de los benchmark de referencia empleados, aunque también se encontró evidencia suficiente para concluir que la tasa libre de riesgo empleada (TES julio 2020) y el COLCAP no son unos indicadores de referencia adecuados por las características propias de los Fondos Mutuos de Inversión.

Palabras clave

Fondos Mutuos, Alfa, Sharpe, Treynor, GARCH.

Abstract

The present article aims to evaluate the management of the Mutual Investment Funds in Colombia in the 2010-2015 period, through the application of the Sharpe, Treynor and Jensen indices as well as the application of the GARCH test, in order to estimate the volatility in the Financial series with heteroscedastic variances; with the intention to establish if the managers of the Mutual Funds are able to generate returns above the risk free asset or benchmark market index.

As a result of the investigation it was found that in most cases Mutual Investment Funds are not able to exceed the profitability of the reference used, although sufficient evidence was also found to conclude that the free risk rate (TES July 2020) and the COLCAP are not suitable indicators for the characteristics of the Mutual Funds.

Key words

Mutual Funds, Alpha, Sharpe, Treynor, GARCH.

1. INTRODUCCIÓN

Los Fondos Mutuos de Inversión (FMI) en Colombia son personas jurídicas que se constituyen con los aportes de los trabajadores y las contribuciones de una o varias empresas, cuyo propósito apunta a fomentar la cultura de ahorro de sus afiliados, estimular la inversión

en el Mercado de Capitales e impulsar la participación de los trabajadores en los programas de democratización accionaria de empresas de los sectores públicos y privados.

Según el decreto 2968 de 1960 “Sobre el fomento de ahorro y constitución de fondos” el requisito principal para la constitución de un Fondo Mutuo de Inversión en Colombia, en el caso de la empresa, es que esta posea activos brutos iguales o superiores a \$100 millones de pesos y que tenga más de veinte trabajadores. En el caso de los trabajadores solo requieren vinculación laboral vigente con la empresa.

Los Fondos Mutuos pueden ser administrados directamente por la empresa y sus afiliados o por terceros contratados para tales fines.

De acuerdo con Contreras, Stein y Vecino (2015), entre los grandes problemas presentes en los estudios financieros se encuentra la obtención de una combinación apropiada de rentabilidad acorde al respectivo nivel de riesgo. Por lo tanto, el concepto de rendimientos de portafolios tiene al menos dos dimensiones: 1) La capacidad del gestor del portafolio para aumentar la rentabilidad a través de la predicción exitosa de los precios de los valores futuros y 2) la capacidad para reducir al mínimo (a través de la diversificación eficiente) la cantidad de “riesgo asegurable” creado por los titulares de la cartera (Jensen, 1968).

Si bien la literatura respecto a casos aplicados al desempeño de los FMI en Colombia no es muy amplia, sí existen trabajos aplicados a las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) tanto en Colombia como en otros países latinoamericanos. Así, Castillo (2014) concluye que el riesgo tiene un efecto positivo sobre la rentabilidad del portafolio, y que es mayor en los fondos de renta fija de corto plazo, pues en el periodo 2008-2013 no tuvieron rentabilidad negativa. El estudio comprueba que la relación entre la rentabilidad y el riesgo en los Fondos Mutuos de BBVA Continental es positiva, así los fondos más riesgosos obtuvieron mayores rentabilidades y los fondos con menor riesgo obtuvieron menores rendimientos en el periodo de análisis.

García, Agudo y Reñé (2012), en un estudio realizado para dos muestras de fondos en España (de inversiones y de pensiones) en los cuales emplearon los índices de Sharpe, Jensen y Treynor, concluyen que aunque los fondos de inversión obtienen una mayor rentabilidad bruta son los administradores de los fondos de pensiones los que obtienen un mejor

desempeño debido a que la rentabilidad es superior a la del activo libre de riesgo y al índice de mercado de referencia.

Por su parte, el mismo estudio concluye que los fondos de inversión en España no son capaces de superar la rentabilidad obtenida por el activo libre de riesgo o el índice de mercado de referencia en la mayoría de los casos. Además, se debe destacar que los administradores de fondos de pensiones practican, en menor medida, estrategias de gestión activa, por lo que siguen al mercado —a los benchmarks o índices de referencia—; es decir, se acercan más a la gestión pasiva y realizan estrategias menos arriesgadas. Por consiguiente, aunque estas estrategias pueden reportar menores ganancias los administradores intentan preservar el capital financiero invertido, debido a la característica de previsión y ahorro a largo plazo de los planes y fondos de pensiones.

Urzúa, Cortés y Acuña (2015), a través de la aplicación de índices como el de Sharpe y el de Jensen, buscan medir el real desempeño financiero de las AFP durante el periodo que va desde el año 1996 al año 2001, y concluyen que con rendimientos individuales, mensuales y trimestrales no se puede observar ninguna administradora de las seis evaluadas que destaque por arrojar un rendimiento superior en forma continua y sistemática. Por su parte el índice de Sharpe entrega resultados negativos al considerar rendimientos mensuales, lo que indica un mal desempeño financiero por parte de los fondos de pensiones. De manera global el estudio no encontró evidencia que pueda sustentar que las AFP chilenas tienen un rendimiento o rentabilidad superior al del mercado, ya sea en forma individual o grupal. Por el contrario, al analizar los resultados se observó que los rendimientos son bastante similares y muy cercanos a los rendimientos de mercado, lo que respalda las teorías del efecto manada y la poca maniobrabilidad financiera que ofrece el mercado chileno.

En el estudio realizado por Laverde y Gómez (2014) se evaluó el desempeño de ocho carteras colectivas empleando los índices tradicionales de Jensen, Sharpe y Treynor así como dos modelos multifactoriales; al final se concluyó que para el caso colombiano solo es posible utilizar modelos tradicionales pues existen dificultades como el tamaño del mercado, la liquidez de los activos, la construcción de índices y la pluralidad en la negociación. La razón de Sharpe tiene dependencia con el periodo de tiempo en el cual se mida, prueba de esto es el bajo exceso de rendimiento por unidad de riesgo obtenido en periodos donde el mercado es a

la baja, como en el periodo 2012-2013. El método de razón de Sharpe no funciona correctamente si los retornos del portafolio son inferiores a la tasa libre de riesgo, por lo que se sugiere utilizarlo únicamente con retornos normales.

El objetivo de los administradores de los FMI es preservar el capital de los ahorradores y generar una rentabilidad acorde al nivel de riesgo al que se expone en sus inversiones, por ello para determinar y evaluar su desempeño es necesario compararlo con la rentabilidad del mercado o de un activo libre de riesgo, es decir, un benchmark de referencia.

Se propone entonces evaluar si los gerentes de los FMI en Colombia son capaces de obtener gradual y continuamente beneficios sobre el promedio del mercado. Los resultados de la presente investigación constituyen herramientas de decisiones de inversión para los gerentes y juntas directivas de los FMI objetos de estudio.

Para el presente estudio se hace uso de tres indicadores financieros clásicos: la razón de Sharpe, el índice de Treynor y el índice de Jensen para el periodo 2010-2015, de una muestra de diez FMI en Colombia clasificados en dos grupos: los fondos con inversiones predominantes en renta fija y los fondos con inversiones predominantes en renta variable. Como resultado de la aplicación de los índices se encontró que los FMI analizados no son capaces de superar la rentabilidad obtenida por el activo libre de riesgo o el índice de mercado de referencia en la mayoría de los casos.

El trabajo se encuentra dividido en cinco secciones. En la primera se detalla la situación en estudio así como la evolución de los FMI en Colombia. En la segunda se presenta el estado del arte con la selección de los trabajos de investigación sobre rentabilidad y riesgo más recientes. Posteriormente, se expone la metodología empleada para evaluar el desempeño de los gerentes de los FMI, seguido del análisis de los resultados obtenidos. Al final se establecen las principales conclusiones de la investigación y se incluyen dos anexos con los detalles de la metodología y los resultados.

2. FONDOS MUTUOS DE INVERSIÓN EN COLOMBIA

La ley 130 de 1959 de la República de Colombia “Por la cual se autoriza unas operaciones financieras; se autoriza al Gobierno para adicionar el Presupuesto de Rentas y Ley

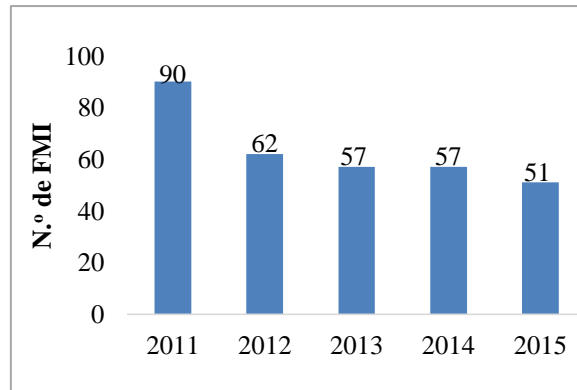
de Apropriaciones: se confieren facultades extraordinarias al Presidente de la República de Colombia, y se dictan otras disposiciones” en su artículo 6 define la creación de los Fondos Mutuos en las empresas como estrategia para la regulación y el desarrollo del mercado de capitales colombiano, para estimular el ahorro y orientarlo a inversiones útiles para el desarrollo de la economía nacional.

No obstante, fue mediante el decreto 2968 de 1960 que se crean en Colombia jurídicamente los FMI y se emite la primera regulación de los mismos. En este decreto se establece que los FMI se constituyen con las suscripciones de los trabajadores y la contribución de las empresas; adicionalmente, se establece que solo se podrá conformar un FMI en cada empresa que será administrado por una junta directiva y un gerente además deberán contar con un revisor fiscal.

El desarrollo de los FMI en Colombia durante 1960 y hasta 1984 no fue muy significativo; fue solo hasta 1985, junio, cuando el entonces presidente de la República de Colombia Belisario Betancur emite el decreto 1705 de 1985 “Por el cual se dictan normas sobre la actividad de los Fondos Mutuos de Inversión” y las empresas ven en esta figura un método de ahorro y desarrollo a largo plazo para sus trabajadores.

De acuerdo a la información de la Superintendencia Financiera de Colombia en el país existen 39 FMI, a abril de 2016, vigilados; y alrededor de 12 FMI que tienen activos inferiores a 5,000 millones de pesos. La Superintendencia Financiera de Colombia es la entidad responsable de la supervisión de la gestión de los FMI cuyos activos superen los 5,000 millones de pesos.

Desde el año 2011 la industria de los FMI ha disminuido, según cifras de la Superintendencia Financiera de Colombia, pues cada vez son menos las empresas patrocinadoras que brindan este tipo de beneficios a sus empleados; así han pasado de 90 a 51 FMI en el año 2015, con la administración de recursos por un valor promedio de \$781 mil millones de pesos en los últimos cinco años.



Gráfica 1. Evolución de los FMI en Colombia

Fuente: elaboración propia con base en la Superintendencia Financiera de Colombia.

Los 51 Fondos Mutuos existentes, según la Superintendencia Financiera de Colombia, en el año 2015, administraron recursos por un valor de \$787 mil millones de pesos, de los cuales el 69% estaban en inversiones en la Bolsa de Valores de Colombia y un 31% en cartera para préstamos a sus afiliados.

Con esta combinación se obtuvieron ingresos por más de \$10 mil millones de pesos; un año no muy bueno comparado con los resultados históricos de este tipo de empresas, debido al comportamiento de la economía colombiana.

Los FMI hacen parte de un sector importante en la economía colombiana, y son una alternativa de ahorro e inversión para los empleados de las empresas patrocinadoras.

Cada uno de los FMI puede establecer sus políticas de inversión, libremente, dentro del marco normativo establecido por la Superintendencia Financiera de Colombia, para obtener desempeños diferentes en un mismo periodo. A lo largo de la historia se han desarrollado medidas de desempeño de portafolios como la razón de Sharpe, que se deriva del modelo de la teoría de la media y la varianza o “Teoría de Portafolios” propuesto por Markowitz (1952), así como el alfa de Jensen (1968) que resulta del Capital Asset Pricing Model (CAPM) de Sharpe (1964).

3. ESTADO DEL ARTE

Con la medición de exceso de rentabilidad a través de la aplicación de los denominados “índices tradicionales” se evidencia el interés por medir la gestión de los administradores de los portafolios de inversión.

En los FMI de Colombia no es muy común medir la gestión de los administradores con índices de exceso de rentabilidad; existen artículos investigativos aplicados a Fondos de Pensiones, no solo en Colombia sino en diversos países de América Latina y Europa.

De acuerdo a la metodología empleada por Vargas (2012) se encuentra que la gestión activa de los portafolios cobra relevancia cuando los analistas financieros observan que ciertos títulos valores negociados en los mercados financieros reportan rendimientos anormales, es decir, cuando sus precios de mercado son diferentes a sus precios de equilibrio; esta situación brinda oportunidades para tomar posiciones en dichos títulos a fin de poder incrementar los rendimientos del portafolio administrado; precisamente, la decisión de incorporar estos nuevos títulos al portafolio riesgoso representa la esencia de la gestión activa de portafolios, cuyo resultado es el incremento en la pendiente de la Línea de Colocación de Activos (CAL) respecto a la Línea del Mercado de Capitales (CML), es decir, el incremento en la razón de Sharpe. Los resultados obtenidos con la aplicación del modelo de Treynor-Black permiten contrastar los beneficios de una gestión activa de portafolios, al optimizar la razón de Sharpe.

Mientras que en Toro (2013) se aplican los índices tradicionales de medición de rentabilidad para fondos mutuos de renta variable, pasivos y activos de Estados Unidos, se concluye que los fondos de gestión pasiva después de gastos de administración y antes de impuestos superan la rentabilidad de los fondos de gestión activa. Así mismo, se demuestra que no importa cuál estrategia de inversión sea usada por los gestores o la argumentación sobre las ineficiencias de los mercados, las probabilidades de lograr rendimientos superiores consistentes estarán en contra del inversionista. Los inversionistas cuentan con una mayor probabilidad de obtener mejores rentabilidades para sus portafolios al adoptar la estrategia pasiva de indexación que optar por la gestión activa de sus inversiones.

Lo de Toro (2013) son resultados contrarios a los obtenidos en Vargas (2012), en cuanto a la estrategia de gestión de portafolios, mientras el primero sugiere una estrategia

pasiva el segundo propone adoptar estrategias activas con el fin de optimizar la razón de Sharpe.

El estudio realizado por Astaiza (2013) incorpora algunos índices tradicionales acompañados por estimaciones econométricas, y demuestra que ninguna de las AFP mediante el CAPM por mínimos cuadrados ordinarios registró un desempeño superior al de una estrategia activa. Al incluirse el IBR como variable de mercado mejoró levemente el ajuste del modelo con respecto al CAPM incondicional. El alfa condicional de las carteras estudiadas fue en promedio positivo mientras que el alfa de Jensen fue en promedio negativo, al mismo tiempo que se encontraron más carteras con alfas positivos en el modelo condicional comparado con el incondicional; esto concluye que en promedio los del modelo condicional fueron menos negativos.

Monsalve (2015) en su tesis, y en concordancia con las conclusiones de Astaiza, (2013), concluye que 18 fondos de inversión colectiva destruyen valor, cuatro lo crean y 51 tienen alfas no significativos. De igual manera, el estudio muestra que no hay evidencia estadística de *market timing* con el método de regresión por cuantiles, mientras que con el modelo de Treynor-Mazuy se encuentra evidencia de *market timing* positivo al igual que con Henriksson y Merton.

Finalmente, Muñoz (2015) encuentra resultados contrarios a los de Astaiza y Monsalve, y descubre más alfas positivos y significativos al 10% en una muestra de 462 fondos mutuos de renta fija. Dicho estudio concluye que los resultados pueden estar ligados a las habilidades del manager y que el fondo puede tener un exceso de retorno por sobre su benchmark respectivo.

Las conclusiones, tanto de Astaiza como de Monsalve, evidencian la destrucción de valor al obtener en promedio alfas negativos para la mayoría de los fondos y portafolios analizados, mientras que el estudio de Muñoz arroja resultados contrastantes y obtiene, en promedio, alfas de Jensen positivos.

Por otro lado, Johnson (2005) propone metodologías alternativas para la medición del riesgo para portafolios con múltiples activos. Así, por ejemplo, concluye que en la medida que el portafolio analizado no contenga activos no lineales como opciones, se recomienda usar

métodos simples como el Delta-Normal o Simulación Histórica, los cuales generan una matriz de riesgos con base en información de opciones (volatilidad implícita) o con base en retornos históricos, pero si el portafolio dispone de activos no lineales es recomendable utilizar el método de Simulación de Monte Carlo, el cual, por lo demás, tiene la desventaja de ser intensivo en recursos computacionales.

Otro método no tradicional es el propuesto por León y Laserna (2008) en un estudio para los Fondos de Pensiones Obligatorias en Colombia quienes emplearon el modelo del retorno total-máximo drawdown; además de utilizar el criterio clásico de media-varianza, concluyendo que seguir las fases que componen el proceso de asignación estratégica de activos, tales como la diversificación local, la diversificación internacional y la exposición cambiaria generan beneficios. Adicionalmente, los resultados obtenidos brindan evidencia de las ventajas que ofrece un enfoque alternativo como el de la optimización de portafolios en el espacio retorno total-máximo drawdown.

Por el contrario, Umaña, Agudo y Magallón (2008) emplearon una metodología no paramétrica de tablas de contingencia que permite concluir la existencia de persistencia en rentabilidad, en los Fondos Mutuos analizados durante los últimos años incluidos en el estudio, 2003-2004, 2004-2005 y 2005-2006 y queda aclarado que el mercado chileno de fondos mutuos de renta variable, en el periodo 2003-2006, es bastante predecible. Mientras que Franco, Avendaño y Barbutín (2011) realizan una comparación entre el modelo de Markowitz (tradicional) y el modelo de Black-Litterman, para concluir que el primero es de gran utilidad para los analistas y gestores de inversiones, ya que ha proporcionado portafolios con mejor desempeño que los índices de referencia del mercado, mientras que el segundo es más consistente en el proceso de asignación de activos. Como punto de partida el modelo de Black-Litterman soluciona el problema del cálculo de las rentabilidades esperadas por medio del portafolio que proporciona el equilibrio del mercado, es más flexible y entrega mayor posibilidad de diversificación al permitir, en primera instancia, la inclusión o no de las expectativas que se tengan de cada activo componente del portafolio.

Jara (2006) retoma los índices tradicionales y al mismo tiempo propone calcular y divulgar la razón de Sharpe de los fondos de pensiones en Colombia en el corto plazo, al considerar este como un paso inicial en la dirección de propender por mejorar la eficiencia de

los fondos de pensiones. Para esta propuesta se tiene en cuenta la simplicidad de su implementación.

Alejándose de las metodologías tradicionales Berggrun y Jaramillo (2010) plantean la optimización de portafolios de inversión y evidencian un incremento en el nivel de riesgo de los fondos obligatorios y voluntarios colombianos. Sin embargo, el estudio no encontró ganancias significativas en términos económicos ni estadísticos al utilizar una metodología de optimización en particular.

Igualmente, Martínez, Restrepo y Velásquez (2004) propusieron la selección de portafolios mediante la optimización, para demostrar que las inversiones en acciones a corto plazo son una excelente alternativa cuando se tiene control del riesgo; y que la estrategia de inversión esté derivada de la aplicación de la metodología apropiada. La optimización bajo incertidumbre que se plantea es una estrategia completa de compra y venta de acciones, lo que la hace potencialmente superior a técnicas como el análisis técnico o el fundamental.

El trabajo realizado por Contreras, Stein y Vecino (2015) para el mercado accionario colombiano, en donde se emplea la metodología de optimización de la relación rentabilidad-riesgo a través de un algoritmo, evidencia la no eficiencia del portafolio de mercado, dado el desempeño superior de los portafolios propuestos por la estrategia seleccionada. Para el caso de la evaluación del retorno en exceso frente al retorno esperado del portafolio se acude a los resultados del alfa de Jensen, que sugiere también un comportamiento bastante atractivo de la estrategia de inversión bajo la influencia del algoritmo diseñado, toda vez que obtiene un resultado positivo e importante para este indicador.

Los tres estudios anteriormente mencionados llegan a resultados diferentes y opuestos entre sí. Mientras Berggrun y Jaramillo no hallaron rendimientos superiores Martínez, Restrepo y Velásquez concluyen que las inversiones a corto plazo son una buena opción en términos de rentabilidades obtenidas; Contreras, Stein y Vecino afirman que el portafolio de mercado no es eficiente comparado con el portafolio seleccionado a través del algoritmo de optimización.

Entre tanto, Puerta y Laniado (2010) buscan determinar el comportamiento de la estrategia de selección de portafolios que asigna una ponderación a cada activo inversamente

proporcional al riesgo individual del mismo (PIR), y compararla con las estrategias clásicas de media-varianza (M-V), mínima varianza (MINVAR) y estrategia equiponderada (1/N), para concluir que en términos de las variables referencia para la selección de portafolios, es decir rentabilidad, riesgo, razón de Sharpe, Turnover (estabilidad) y Turnover (costo), la Ponderación Inversa al Riesgo (PIR) se estableció como una alternativa realmente útil, que a medida que aumentaba progresivamente el número de observaciones mejoraba su desempeño en términos de las otras opciones. La PIR es una estrategia de optimización eficiente, ya que a través de un algoritmo de programación logra, para la mayoría de los portafolios de inversión, el mejor resultado, en términos de las variables analizadas en el trabajo.

Finalmente, en el estudio de Fernández (2010) la significancia mostrada por los parámetros de asimetría del modelo EGARCH sugiere que la volatilidad de los rendimientos del Índice General de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) se ve afectada, en gran medida, por los efectos de las malas noticias. Por lo tanto, con los resultados obtenidos en este trabajo se sugieren los modelos GARCH asimétricos para estimar la volatilidad del IGBC, como herramientas de gran utilidad para modelar las volatilidades con cambios súbitos, pues permiten describir y analizar su dinamismo con un alto grado de confiabilidad. En el modelo EGARCH las noticias buenas o malas tienen efectos sobre la volatilidad, que se manifiestan de diferentes maneras y dejan en evidencia el problema de utilizar modelos de volatilidad simétricos, para estudiar la volatilidad de los rendimientos del IGBC.

4. METODOLOGÍA

Para medir la eficiencia en términos de la rentabilidad de los FMI asociados a los riesgos implícitos en cada decisión, existen los denominados indicadores clásicos, estos permiten valorar la gestión de los administradores de los portafolios.

En el presente estudio se emplearon la razón de Sharpe, el índice de Jensen y el Índice de Treynor. La principal diferencia que existe entre estas tres medidas es la manera como miden el riesgo para realizar el ajuste en la valoración de los FMI.

4.1 Razón de Sharpe

La razón de Sharpe expresa el exceso de rentabilidad que la cartera ofrece sobre el rendimiento de un activo libre de riesgo. Relaciona la prima de rentabilidad por cada unidad de riesgo total que soporta la cartera. Este indicador permite clasificar las inversiones y constituye la pendiente de la línea de combinación óptima de un activo riesgoso y un activo libre de riesgo. Se define por la siguiente expresión:

Ecuación 1. Razón de Sharpe

$$S_p = \frac{E_p - R_f}{\sigma_p}$$

Donde: S_p es el valor del índice de Sharpe; E_p es la rentabilidad media de la cartera p en el periodo de tiempo analizado; R_f es el rendimiento medio del activo tomado como libre de riesgo; σ_p es la desviación estándar de la rentabilidad de la cartera p y representa el riesgo total (García, Agudo y Reñé, 2012).

4.2 Índice de Treynor

El índice de Treynor (1965) expresa el exceso de rentabilidad que la cartera ofrece sobre el rendimiento de un activo libre de riesgo; sin embargo, a diferencia del índice de Sharpe utiliza el riesgo sistemático (β_p) y no el riesgo total como medida de volatilidad.

Ecuación 2. Índice de Treynor

$$T_p = \frac{E_p - R_f}{\beta_p}$$

Donde: T_p es el valor del índice de Treynor del portafolio p ; β_p es el coeficiente de volatilidad de la cartera p respecto al mercado; E_p es la rentabilidad media de la cartera p en el periodo de tiempo analizado; R_f es el rendimiento medio del activo tomado como libre de riesgo (García, Agudo y Reñé, 2012).

Por consiguiente, cuanto mayor sea el valor del índice de Treynor para un fondo se podrá afirmar que ese fondo se ha estado gestionado más eficientemente.

4.3 Índice de Jensen

Posteriormente, Jensen (1968) toma el modelo CAPM (por sus siglas en inglés Capital Asset Pricing Model) o Modelo de Valoración de Activos Financieros como base para estimar el parámetro denominado alfa de Jensen, que es una medida basada en la línea de mercado de activos ex -post. Una forma sencilla de calcular el índice de Jensen es estimar por mínimos cuadrados ordinarios la línea de mercado de activos con el siguiente modelo:

Ecuación 3. Índice de Jensen

$$\alpha = R_p - [R_f + (r_{mt} - r_{ft}) * \beta_p]$$

Donde: R_p representa el retorno del portafolio p ; R_f es la tasa de interés libre de riesgo; α es el coeficiente alfa del portafolio o índice de Jensen; β_p es el coeficiente de riesgo sistemático (el único riesgo que no puede eliminarse con la diversificación) y $r_{mt} - r_{ft}$ corresponde al retorno del portafolio de mercado en el periodo t (García, Agudo y Reñé, 2012).

De esta forma, el valor de α puede ser mayor, menor o igual a cero. Un α mayor sugiere que el portafolio obtuvo un retorno en exceso superior al retorno esperado del portafolio. Concretamente, el indicador alfa de Jensen representa la capacidad que tiene el administrador de un fondo de inversión para alcanzar un retorno superior al esperado en función del riesgo contenido en el fondo.

Una de las críticas al modelo propuesto por Markowitz es que no considera la volatilidad de una serie financiera (homocedasticidad). Para corregir este problema Engle (1982) propone una formulación que es capaz de modelar la heterocedasticidad observada en las series de tiempo financieras, es decir, la posibilidad de entregar una previsión de la varianza condicional a través de los modelos Autorregresivos condicionales heterocedásticos:

ARCH. Sin embargo, el modelo ARCH puede mostrar ciertas dificultades de estimación cuando se aplica a estructuras dinámicas en los cuadrados de las series. Por ejemplo, en las series financieras, donde el número de retardos a utilizar es muy elevado, lo que podría conducir a no hallar ninguna solución.

Para corregir este problema Bollerslev (1986) plantea el modelo GARCH (Generalized Autorregresive Conditional Heterocedasticity) que se podría describir como:

Ecuación 4. Especificación del Modelo GARCH (1,1)

$$y_t = X_t\gamma + \varepsilon_t$$

Ecuación 5. Varianza de un Modelo GARCH

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$

El modelo GARCH tiene las siguientes características:

1. ε_t es un ruido blanco idénticamente distribuido con media cero y desviación típica igual a 1.
2. Los parámetros $\omega > 0$ y $\alpha_i, \beta_i \geq 0$ e $i=1\dots q$, y $j=1\dots p$. Además, para cumplirse la condición de estacionariedad en media la suma de todos los parámetros es menor que la unidad.
3. La función de distribución marginal no es conocida, pero se pueden calcular los primeros momentos y definir el proceso respecto a su media y a su varianza.

5. ANÁLISIS EMPÍRICO

Se han obtenido datos para diez FMI inscritos en la Asociación Nacional de Fondos Mutuos de Inversión (ASOMUTUOS). La muestra se clasificó de acuerdo a la composición del portafolio, en renta fija y renta variable.

Los fondos de renta fija son:

1. FIA-EPISA

2. COLMOTORES
3. CRC
4. FIMBRA
5. COMPENSAR

Los Fondos de Renta Variable son:

1. SURA
2. FOMUNE
3. FUTURO
4. FAMISANCELA
5. FABRIMUTUO

La base de datos está conformada por las rentabilidades mensuales de los diez FMI desde el 1 de enero de 2010 hasta el 31 de diciembre de 2015, sin incluir costos de administración. La Tasa Libre de Riesgo utilizada corresponde al retorno mensual de los TES Julio 2020 del Banco de la República, obtenidos de la página del Grupo Aval. El rendimiento del portafolio de mercado o benchmark corresponde a los rendimientos mensuales del COLCAP tomados de la página de la Bolsa de Valores de Colombia.

6. RESULTADOS EMPÍRICOS

En este apartado se presentan los resultados de la aplicación de las medidas representadas en las ecuaciones 1, 2 y 3. Para el presente trabajo se calcularon los índices con periodicidad mensual, para lo cual fue necesario estimar la desviación estándar mensual para cada FMI a través del Test de GARCH con las ecuaciones 4 y 5 para aquellos fondos en los cuales se evidenció la existencia de varianzas no constantes, para los fondos con varianza constante se corrió un modelo de regresión lineal por mínimos cuadrados ordinarios.

De igual manera, para estimar el beta para calcular el índice de Treynor se realizaron regresiones por mínimos cuadrados ordinarios para cada año, con el fin de obtener un beta anual para cada fondo, y se verificó el cumplimiento de los supuestos mínimos del modelo de regresión lineal, corrigiendo problemas de autocorrelación a través de modelos ARIMA y de

heterocedasticidad a través de modelos GARCH. Para ello se empleó el software econométrico E-Views 7.

La tabla 1 reúne los resultados promedio para los seis años analizados (2010-2015) de cada uno de los FMI en renta fija. Se muestran los rendimientos, la desviación estándar, el beta obtenido de las regresiones lineales por Mínimos Cuadrados Ordinarios y los resultados de los índices propuestos que incluyen el máximo, mínimo y promedio.

Tabla 1. Resultados fondos de renta fija

	FIA	CRC	COLMOTORES	FIMBRA	COMPENSAR
E(Rp)	- 0.053	-0.060	-0.057	- 0.056	-0.058
Desvest	0.009	0.011	0.010	0.013	0.010
Beta	0.052	0.077	0.071	0.076	0.049
Sharpe mínimo	- 37.18	-29.85	-32.83	-28.86	-32.28
Sharpe máximo	3.74	2.59	3.06	3.11	3.16
Sharpe medio	- 5.95	-5.33	-5.53	- 4.56	-5.57
Treynor mínimo	- 6.42	-4.40	-4.769	- 4.75	-6.811
Treynor máximo	0.646	0.382	0.445	0.512	0.668
Treynor medio	- 1.028	-0.786	-0.806	- 0.751	-1.174
Jensen mínimo	- 0.318	-0.314	-0.314	- 0.336	-0.319
Jensen máximo	0.028	0.022	0.024	0.029	0.028
Jensen medio	- 0.053	-0.060	-0.056	- 0.056	- 0.057

Fuente: elaboración propia.

El rendimiento promedio (E(Rp)) es negativo para los cinco FMI, indicándonos que ninguno tiene rendimientos positivos y que están por debajo del promedio del mercado, que también fue negativo con 0.0022. Es decir, que en promedio en el periodo analizado el mercado obtuvo rendimientos negativos y los FMI tuvieron un desempeño por debajo del mercado.

El FMI con menor volatilidad es FIA, seguido de COLMOTORES debido a que presenta una menor desviación estándar (Desvest), lo que nos indica que dentro de los FMI con inversiones en renta fija estos son los más conservadores y, por consiguiente, los que se

esperaría que obtuvieran menores pérdidas en un mercado a la baja, mientras que los más volátiles fueron FIMBRA y CRC, este último obtuvo el rendimiento más negativo; sin embargo, llama la atención que FIMBRA, a pesar de ser el más volátil, tiene un rendimiento igual a COLMOTORES que tiene una menor volatilidad, por lo que existen otras inversiones no solo en renta fija que afectaron el rendimiento negativo de COLMOTORES.

Por otro lado, los FMI que tienen los betas más bajo son COMPENSAR y FIA, los que mejor diversifican sus riesgos con respecto a sus inversiones, lo que explica en gran medida que FIA haya sido el FMI que obtuvo mejores rendimientos a pesar de que fueran negativos.

El promedio del índice de Sharpe es negativo para los cinco FMI, lo que indica que en el periodo analizado no se presentaron excesos de rentabilidad, es decir, no lograron superar la rentabilidad promedio del activo libre de riesgo, en este caso el rendimiento promedio del TES julio 2020, moviéndose en un rango de 3.7 y -37.186. Se sugiere al lector revisar el anexo 2 con el fin de identificar aquellos periodos en los cuales el indicador de Sharpe fue positivo.

Los FMI de renta fija obtuvieron de igual manera índices de Treynor negativos; por lo tanto, la rentabilidad obtenida es inferior a la rentabilidad del activo libre de riesgo por cada unidad de riesgo sistemático.

Si miramos el alfa de Jensen se observan alfas negativos en todos los FMI en renta fija para un nivel de confianza del 95%; esto demuestra que las estrategias de inversión desarrolladas por los administradores de los portafolios no generaron exceso de retornos, por el contrario, su desempeño fue negativo comparado con el mercado.

Tabla 2. Resultados fondos de renta variable

	SURA	FOMUNE	FUTURO	FAMISANCELA	FABRIMUTUO
E(Rp)	- 0.023	- 0.049	- 0.039	- 0.029	- 0.027
Desvest	0.016	0.030	0.058	0.019	0.016
Beta	0.124	- 0.053	- 0.197	0.163	0.147
Sharpe mínimo	-17.316	-10.887	- 7.523	- 16.116	- 16.484
Sharpe máximo	4.940	2.475	1.069	4.441	4.812
Sharpe medio	- 1.398	- 1.722	- 0.819	- 1.584	- 1.609
Treynor mínimo	- 2.32	- 1.552	- 0.419	- 1.763	- 1.958
Treynor máximo	0.667	6.75	1.78	0.507	0.563
Treynor medio	- 0.191	0.936	0.198	- 0.179	- 0.188
Jensen mínimo	- 0.247	- 0.376	- 0.414	- 0.234	- 0.240
Jensen máximo	0.067	0.090	0.109	0.063	0.065
Jensen medio	- 0.023	- 0.050	- 0.039	- 0.029	- 0.027

Fuente: elaboración propia.

La tabla 2 presenta los resultados de los indicadores de *performance* para los FMI que principalmente invierten en renta variable, con un índice de Sharpe promedio para los seis años (2010-2015) negativo en los cinco FMI analizados; incluso negativo para el mercado. Esto muestra que los FMI no han sido capaces de superar, en promedio, la rentabilidad del activo libre de riesgo, al igual que sucedía en los fondos de renta fija.

Los FMI con menor volatilidad en los periodos analizados son SURA, FAMISANCELA y FABRIMUTUO, esto también se ve reflejado en los rendimientos esperados ya que son los menos negativos de la muestra; mientras que el beta de los FMI muestra que el mercado en el periodo de análisis estaba a la baja (betas menores a 1) aunque SURA y FAMISANCELA obtuvieron un beta positivo.

Con respecto al índice de Treynor se observa que FOMUNE y FUTURO obtuvieron un índice de Treynor positivo; es decir, generaron una prima de rentabilidad respecto al activo libre de riesgo por cada unidad de riesgo sistemático, así fue mayor la prima obtenida por FOMUNE, mientras los demás FMI obtuvieron resultados negativos.

Por otra parte, si se analiza el alfa de Jensen se observan alfas negativos en todos los FMI que hacen inversiones en renta variable y fija. Esto demuestra que las estrategias de inversión desarrolladas por los FMI no generaron exceso de retornos, por el contrario, su desempeño fue negativo.

7. CONCLUSIONES

El mercado de los FMI en Colombia no ha tenido el desarrollo esperado; por el contrario, en los últimos cinco años el número de fondos se ha reducido en un 43%, al pasar de 90 en 2011 a 51 en 2015.

Con los resultados obtenidos en el presente trabajo se llega a la conclusión de que los FMI en Colombia no son capaces de superar la rentabilidad obtenida por el activo libre de riesgo o el índice de mercado de referencia, en la mayoría de los casos, si se analiza con base en el percentil 5; por el contrario, si se analiza de acuerdo al percentil 95 los resultados de los indicadores mejoran y demuestran que algunos fondos, especialmente de renta variable, son capaces de generar rendimientos por encima del mercado teniendo en cuenta el riesgo sistemático.

Igualmente, podemos concluir que tanto el COLCAP como la Tasa Libre de Riesgo no son los indicadores adecuados para usarlos de referencia o benchmark, esto debido a las características propias de inversión que tiene cada Fondo Mutuo, ya que la composición del portafolio de cada fondo es diferente y esta puede variar de un periodo a otro; incluso, en un mismo periodo puede presentar variaciones en su composición. En investigaciones posteriores se podrá analizar la viabilidad de emplear un índice híbrido o definir un benchmark que se ajuste mejor a las características de los FMI en Colombia.

También es importante tener en cuenta que muchos FMI son muy conservadores en las inversiones que realizan y prefieren optar por estrategias pasivas en la gestión de los portafolios; es decir, realizar inversiones replicando el índice de mercado, pues sus recursos provienen de los ahorros de sus afiliados y la mutualidad de las empresas patrocinadoras, sumado a que estos son administrados por una gerencia y están controlados por unas juntas directivas y asambleas, y según sus activos pueden ser controlados o vigilados por la

Superintendencia Financiera de Colombia, lo que limita la independencia en la gestión de los administradores.

8. REFERENCIAS

Astaiza, J. (2013). *Evaluación del desempeño condicional de carteras colectivas con inversión en acciones locales administradas por sociedades colombianas entre enero de 2011 y agosto de 2013* (tesis inédita de posgrado). Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.

Berggrun, L., y Jaramillo, F. (2010). Evaluación, selección de activos y conformación de portafolios aplicados a los fondos de pensiones en Colombia. *Estudios gerenciales*, 117(13).

Castillo, D. E. (2014). *Riesgo y rentabilidad del portafolio de los partícipes de fondos mutuos del BBVA Continental en el Perú en el periodo 2008-2013*. (tesis inédita de pregrado). Universidad Nacional, Trujillo, Perú.

Contreras, O., Stein, R., y Vecino, C. (2015). Estrategia de inversión optimizando la relación rentabilidad-riesgo: evidencia en el mercado accionario colombiano. *Estudios Gerenciales*, 31, 383-392.

Fernández, H. (2010). Una aplicación del modelo EGARCH para estimar la volatilidad en series financieras. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 9(17), 95-104.

Franco, L., Avendaño, C., y Barbutín, H. (2011). Modelo de Markowitz y Modelo de Black-Litterman en la optimización de portafolios de inversión. *Tecno Lógicas*, (26), 71-88.

García, M., Agudo, L., y Reñé, R. (2012). Análisis de los fondos de inversión y de pensiones en España: evolución y eficiencia en la gestión. *Contabilidad y Negocios*, 7(13), 33-42.

Gutiérrez, M., Cortés, L., y Castro, C. (2015). Evaluación del desempeño financiero de los fondos de pensiones chilenos 1996-2001. *Horizontes Empresariales*, 4(1), 9-16.

Jara, D. (2006). *Propuestas dirigidas a mejorar la eficiencia de los fondos de pensiones en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.

Jensen, M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, 23(2), 389-416.

Johnson, C. (2005). Métodos alternativos de evaluación del riesgo para portafolios de inversión. *Academia. Revista Latinoamericana de Administración*, (35), 33-65.

Laverde, J. A., y Gómez, J. R. (2014). *Evaluación del desempeño de carteras colectivas representativas en Colombia bajo modelos cuantitativos* (tesis de grado). Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.

León, C., y Laserna, J. (2008). Asignación Estratégica de Activos para Fondos de Pensiones Obligatorias en Colombia: Un enfoque alternativo. *Borradores de Economía*, (523). Recuperado de <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra523.pdf>

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.

Martínez, C., Restrepo, J., y Velásquez, J. (2004). Selección de portafolios usando simulación y optimización bajo incertidumbre. *Dyna*, 71(141), 35-57.

Monsalve, J. (2015). *Estudio empírico del valor generado por los fondos de inversión colectiva colombianos administrados por las sociedades comisionistas 2005-2015*. (tesis de pregrado). Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.

Muñoz, C. (2015). *Análisis del desempeño de Fondos Mutuos de Deuda chilenos*. Recuperado de <http://repositorio.uchile.cl/bitstream/handle/2250/136942/An%C3%A1lisis%20del%20desempe%C3%B1o%20de%20fondos>

Puerta, A., y Laniado, H. (2010). Diseño de estrategias óptimas para la selección de portafolios, un análisis de la Ponderación Inversa al Riesgo (PIR). *Lecturas de economía*, 73, 243-273.

Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Sharpe, W. (1966). Mutual Fund Performance: Supplement on security prices. *The Journal of Business*, 39(1), 119-138.

Tasa Libre de Riesgo corresponde a los rendimientos del TES julio 2020 (s. f.). Recuperado de https://www.grupoaval.com/wps/portal/grupo-aval/aval/portal-financiero/renta-fija/tes/datos-historicos!/ut/p/a1/04_Sj9CPykssy0xPLMnMz0vMAfGjzOItdM2MPIzdDbwNPJ1NDBydDdz_YO9vALcTfTD9aPwKbEMMsavwMPXgICCYBOoAjMDS08DY38DL393SyMDR28XD8uQUFN_bydTqAIDHMDRQL8gOzvINVBREQDI6dOA/dl5/d5/L2dBISEvZ0FBIS9nQSEh/pw/Z7_8162H3G0K8RBE0AS52COFE0Q70/act/id=0/p=javax.servlet.include.path_info=QC PpageQCPPortletTablaIndicadores.xhtml/336943803188/#Z7_8162H3G0K8RBE0AS52COFE0Q70

Toro, G. (2013). *Análisis de rentabilidad de los fondos mutuos de renta variable pasivos y activos en los Estados Unidos* (tesis de grado). Universidad EAFIT, Medellín, Colombia.

Umaña, B., Agudo, L., y Magallón, M. (2008). ¿Es predecible la rentabilidad de los fondos mutuos chilenos? Análisis de la industria y de su persistencia en rentabilidad. *Panorama Socioeconómico*, 37, 160-170.

Urzúa, M., Cortés, L., y Acuña, C. (2015). Evaluación del desempeño financiero de los fondos de pensiones chilenos 1996-2001. *Horizontes Temporales*, 4(1), 9-16.

Vargas, A. (2012). Gestión activa de portafolios mediante la aplicación del modelo Treynor - Black. *Investigación & Desarrollo*, 12, 72-87.

9. ANEXOS

ANEXO 1

Presenta la información básica de rendimientos, desviación estándar y betas obtenidos para cada uno de los FMI y para cada periodo analizado.

Tabla 3. Información año 2010

2010	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	- 0.049	0.009	0.132
CRC	- 0.050	0.011	- 0.066
COLMOTORES	- 0.050	0.010	- 0.064
FIMBRA	- 0.052	0.012	- 0.132
COMPENSAR	- 0.051	0.010	- 0.063
SURA	- 0.041	0.016	- 0.067
FOMUNE	- 0.046	0.021	- 0.118
FUTURO	- 0.048	0.024	- 0.071
FAMISANCELA	- 0.042	0.019	- 0.099
FABRIMUTUO	- 0.048	0.016	0.136

Fuente: elaboración propia.

Para calcular el beta de los fondos de renta fija se tomó como benchmark la Tasa Libre de Riesgo y se obtuvieron niveles de significancia del 96% para FIA, 56% para CRC, 54% para COLMOTORES, 87% para FIMBRA y 60% para COMPENSAR. Los niveles de significancia varían de un fondo a otro debido a la composición interna del portafolio, si bien todos son predominantemente inversiones en renta fija los porcentajes de inversión son variables. No obstante, al incluir el COLCAP como benchmark este no fue significativo.

Por su parte, para los FMI en renta variable se tomó como benchmark la Tasa Libre de Riesgo (TLR), excepto para FAMISANCELA donde no fue significativa la TLR pero sí el COLCAP. Los niveles de significancia fueron: 64% para SURA, 85% para FOMUNE, 66% para FUTURO, 95% para FAMISANCELA y 78% para FABRIMUTUO.

Se observa en la tabla 3 que los rendimientos obtenidos por los diez fondos analizados obtuvieron rendimientos negativos, así como mayores volatilidades en los fondos de renta variable (SURA en adelante); no obstante, los mayores rendimientos negativos los obtuvieron los fondos de renta fija.

Tabla 4. Información año 2011

2011	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	- 0.054	0.009	0.185
CRC	- 0.068	0.011	0.118
COLMOTORES	- 0.060	0.010	0.119
FIMBRA	- 0.055	0.012	0.127
COMPENSAR	- 0.060	0.010	0.117
SURA	-	0.011	0.181
FOMUNE	- 0.077	0.030	- 0.098
FUTURO	-	0.046	0.055
FAMISANCELA	-	0.019	0.070
FABRIMUTUO	-	0.010	- 0.089

Fuente: elaboración propia.

Para la vigencia 2011, el benchmark para los fondos de renta fija fue la TLR con niveles de significancia de 83% para FIA, 80% para CRC, 81% para COLMOTORES, 55% para FIMBRA y 81% para COMPENSAR. Para los fondos de renta variable caso SURA, FUTURO, FAMISANCELA y FABRIMUTUO, debido a que los rendimientos obtenidos fueron 0, se realizó una interpolación, para calcular el beta, entre el beta del año 2010 y el beta del año 2011 con la siguiente fórmula:

Ecuación 6. Interpolación

$$Interpolación = \frac{\beta_{2012} - \beta_{2010}}{2012 - 2010}$$

Y para FOMUNE el benchmark empleado fue el COLCAP con un nivel de significancia del 69%.

La tabla 4 muestra que los rendimientos obtenidos por los cinco fondos de renta fija obtuvieron rendimientos negativos al igual que FOMUNE, mientras que los restantes fondos de renta variable obtuvieron rendimientos iguales a 0, así como mayores volatilidades en los fondos de renta variable (SURA en adelante).

Tabla 5. Información año 2012

2012	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	- 0.051	0.009	- 0.296
CRC	- 0.054	0.011	0.289
COLMOTORES	- 0.052	0.010	0.292
FIMBRA	- 0.052	0.012	0.239
COMPENSAR	- 0.055	0.010	0.289
SURA	- 0.046	0.015	0.295
FOMUNE	- 0.046	0.032	0.203
FUTURO	- 0.056	0.059	0.039
FAMISANCELA	- 0.073	0.015	0.040
FABRIMUTUO	- 0.055	0.014	- 0.042

Fuente: elaboración propia.

Para el año 2012 el benchmark empleado para FIA fue el COLCAP con un nivel de significancia del 98% , mientras que para los demás fondos de renta fija se tomó como benchmark la TLR y se obtuvieron niveles de significancia del 90% para CRC, 90% para COLMOTORES, 92% para FIMBRA y 90% para COMPENSAR.

Los FMI en renta variable SURA y FOMUNE se trabajaron con la TLR como benchmark con niveles de significancia del 90% y 73% respectivamente, mientras que para FUTURO, FAMISANCELA y FABRIMUTUO se calcularon los betas con el COLCAP, aunque no fue significativa, con niveles de 38%, 39% y 41% respectivamente.

En la tabla 5 se aprecia que los rendimientos obtenidos por los diez fondos analizados obtuvieron rendimientos negativos, así como mayores volatilidades en los fondos de renta variable (SURA en adelante), el más volátil fue FUTURO.

Tabla 6. Información año 2013

2013	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	- 0.055	0.009	0.182
CRC	- 0.061	0.011	- 0.109
COLMOTORES	- 0.059	0.010	- 0.113

FIMBRA	- 0.069	0.012	0.062
COMPENSAR	- 0.058	0.010	- 0.139
SURA	-	0.017	- 0.077
FOMUNE	- 0.073	0.033	- 0.020
FUTURO	- 0.070	0.065	0.011
FAMISANCELA	-	0.018	- 0.058
FABRIMUTUO	-	0.017	- 0.016

Fuente: elaboración propia.

Para la vigencia 2013 el benchmark para los fondos de renta fija fue el COLCAP con niveles de significancia de 98% para FIA, 77% para CRC, 70% para COLMOTORES, 27% para FIMBRA (no significativo) y 80% para COMPENSAR. Para los fondos de renta variable caso SURA, FAMISANCELA y FABRIMUTUO, debido a que los rendimientos obtenidos fueron 0, para calcular el beta se realizó una interpolación entre el beta del año 2012 y el beta del año 2014 con la siguiente fórmula:

Ecuación 7. Interpolación

$$Interpolación = \frac{\beta_{2014} - \beta_{2012}}{2014 - 2012}$$

Y para FOMUNE y FUTURO el benchmark empleado fue la TLR con niveles de significancia del 88% y 42% respectivamente.

Se observa en la tabla 6 que los rendimientos obtenidos por los cinco fondos de renta fija y dos de renta variable obtuvieron rendimientos negativos al igual que FOMUNE, mientras que los restantes fondos de renta variable obtuvieron rendimientos iguales a 0. De igual manera, las mayores volatilidades se registran en los fondos de renta variable; FUTURO fue el más volátil y consistente con uno de los mayores rendimientos negativos.

Tabla 7. Información año 2014

2014	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	-0.053	0.009	0.012
CRC	-0.067	0.011	0.143
COLMOTORES	-0.054	0.010	0.144
FIMBRA	-0.055	0.012	0.137
COMPENSAR	-0.057	0.010	0.144
SURA	-0.054	0.018	0.142

FOMUNE	-0.055	0.033	0.123
FUTURO	-0.058	0.073	-0.076
FAMISANCELA	-0.059	0.021	-0.076
FABRIMUTUO	-0.061	0.019	-0.075

Fuente: elaboración propia.

Para el año 2014 el benchmark empleado para los fondos de renta fija fue el COLCAP con niveles de significancia del 22% para FIA (no significativo), 85% para CRC, 85% para COLMOTORES, 94% para FIMBRA y 85% para COMPENSAR.

Por otro lado, para los FMI en renta variable, SURA y FABRIMUTUO, se tomó como benchmark el COLCAP con niveles de significancia del 85% y 60% respectivamente, mientras que para FOMUNE, FUTURO y FAMISANCELA se calcularon los betas con la TLR con niveles de significancia del 93%, 57% y 57% respectivamente.

La tabla 7 presenta los rendimientos obtenidos por los diez fondos analizados, los cuales fueron negativos, así como mayores volatilidades en los fondos de renta variable (SURA en adelante); el más volátil fue FUTURO. No obstante, los mayores rendimientos negativos fueron obtenidos por CRC fondo de renta fija con menores niveles de volatilidad.

Tabla 8. Información año 2015

2015	E(Rp)	Desvest	Beta
FIA	-0.059	0.009	0.041
CRC	-0.061	0.011	-0.064
COLMOTORES	-0.065	0.010	-0.045
FIMBRA	-0.058	0.012	0.104
COMPENSAR	-0.064	0.010	0.057
SURA	-	0.019	0.095
FOMUNE	-	0.033	0.018
FUTURO	-	0.084	-0.008
FAMISANCELA	-	0.022	-0.025
FABRIMUTUO	-	0.021	-0.017

Fuente: elaboración propia.

Para el año 2015 el benchmark empleado para los fondos de renta fija fue la TLR con niveles de significancia del 70% para FIA, 97% para CRC, 79% para COLMOTORES y 94%

para COMPENSAR; para FIMBRA se empleó el COLCAP con un nivel de significancia del 94%.

Para los FMI en renta variable, debido a que los rendimientos obtenidos en el periodo 2015 fueron iguales a 0, el beta se obtuvo como el promedio de los betas de los años 2010-2014.

Se observa en la tabla 8 que los rendimientos obtenidos por los cinco fondos de renta fija analizados obtuvieron rendimientos negativos, mientras que los fondos de renta variable obtuvieron rendimientos iguales a 0. Se puede ver, igualmente, que las mayores volatilidades se encuentran en los fondos de renta variable (SURA en adelante); el más volátil fue FUTURO. No obstante, los mayores rendimientos negativos fueron obtenidos por COLMOTORES y COMPENSAR, fondos de renta fija con menores niveles de volatilidad.

ANEXO 2

Presenta los resultados de los indicadores propuestos (Sharpe, Treynor y Jensen) para los percentiles 5 y 95, así como los resultados del Test de GARCH aplicado para obtener las varianzas condicionadas mensuales, que constituyeron la herramienta base para calcular los indicadores con periodicidad mensual.

Tabla 9. Resultados año 2010

2010	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-10.65	0.32	-0.73	0.02	-0.09	-0.01
CRC	-9.49	0.36	-0.06	1.62	-0.11	0.01
COLMOTORES	-10.16	0.42	-0.07	1.68	-0.11	0.01
FIMBRA	-9.91	0.45	-0.04	0.94	-0.13	0.02
COMPENSAR	-10.50	0.27	-0.04	1.74	-0.11	0.01
SURA	-6.23	0.85	-0.20	1.47	-0.10	0.02
FOMUNE	-7.88	0.54	-0.11	0.87	-0.11	0.02
FUTURO	-7.52	0.18	-0.07	1.42	-0.10	0.01
FAMISANCELA	-4.75	0.31	-0.06	0.91	-0.10	0.01
FABRIMUTUO	-5.75	0.07	-0.68	0.01	-0.09	-0.01

Fuente: elaboración propia.

Se observa en la tabla 9 que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe, Treynor y Jensen negativos; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe en los diez fondos fue positivo, al igual que para el índice de Treynor, sin embargo, FIA y FABRIMUTUO obtuvieron índices de Jensen negativos incluso para el 95% de los datos correspondientes al año 2010.

Tabla 10. Resultados año 2011

2011	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-11.46	-0.25	-0.56	-0.01	-0.09	-0.01
CRC	-8.51	-2.93	-0.82	-0.28	-0.09	-0.04
COLMOTORES	-8.67	-2.51	-0.75	-0.22	-0.08	-0.03
FIMBRA	-7.75	0.09	-0.76	0.01	-0.09	-0.01
COMPENSAR	-10.63	-2.40	-0.94	-0.21	-0.10	-0.03
SURA	-3.78	4.30	-0.24	0.27	-0.03	0.04
FOMUNE	-4.07	-0.85	0.26	1.17	-0.12	-0.02
FUTURO	-1.13	1.07	-0.79	0.87	-0.04	0.04
FAMISANCELA	-2.28	2.52	-0.62	0.69	-0.04	0.04
FABRIMUTUO	-4.58	4.52	-0.54	0.49	-0.05	0.05

Fuente: elaboración propia.

Se observa en la tabla 10 que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe y Jensen negativos, y nueve de diez fondos analizados en 2011 obtuvieron un índice de Treynor negativo para el 5%, con excepción de FOMUNE que logró un índice de Treynor positivo con 0,26; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe fue positivo en el 50% de los fondos (cuatro renta variable y solo FIMBRA de renta fija). El 60% de los fondos (todos de renta variable y uno de renta fija) obtuvieron un índice de Treynor positivo en el percentil 95, mientras que solo el 40% de los fondos (renta variable) lograron un alfa de Jensen positivo para el 95% de las observaciones.

Tabla 11. Resultados año 2012

2012	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-6.47	2.04	-0.06	0.20	-0.06	0.05
CRC	-4.32	-0.06	-0.17	-0.00	-0.07	-0.02
COLMOTORES	-4.57	0.13	-0.16	0.00	-0.07	-0.02
FIMBRA	-3.41	0.56	-0.18	0.03	-0.05	-0.02
COMPENSAR	-4.82	-0.16	-0.17	-0.01	-0.07	-0.03
SURA	-2.71	0.58	-0.14	0.03	-0.06	-0.02
FOMUNE	-1.41	0.47	-0.23	0.08	-0.05	-0.00
FUTURO	-0.91	0.19	-1.35	0.29	-0.05	0.01
FAMISANCELA	-4.46	-0.31	-1.73	-0.12	-0.07	-0.01
FABRIMUTUO	-3.62	0.69	-0.23	1.22	-0.05	0.01

Fuente: elaboración propia.

Se observa en la tabla 11 que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe, Treynor y Jensen negativos; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe fue positivo en el 70% de los fondos (de los cuales cuatro corresponden a renta variable y tres de renta fija). El 70% de los fondos (cuatro de renta variable y tres de renta fija) obtuvieron un índice de Treynor positivo en el percentil 95, mientras que solo el 30% de los fondos (uno de renta fija y dos de renta variable) lograron un alfa de Jensen positivo para el 95% de las observaciones.

Tabla 12. Resultados año 2013

2013	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-37.19	3.74	-1.84	0.19	-0.28	0.02
CRC	-29.86	2.60	-0.27	3.11	-0.37	0.04
COLMOTORES	-32.83	3.07	-0.28	2.99	-0.37	0.04
FIMBRA	-28.86	1.84	-5.85	0.37	-0.34	0.02
COMPENSAR	-32.28	3.17	-0.24	2.41	-0.38	0.05
SURA	-17.32	4.94	-1.04	3.75	-0.31	0.09
FOMUNE	-10.89	0.37	-0.60	17.7	-0.37	0.01
FUTURO	-5.42	0.16	-33.2	0.95	-0.35	0.01
FAMISANCELA	-16.12	4.44	-1.37	4.94	-0.31	0.09
FABRIMUTUO	-16.48	4.81	-4.90	17.6	-0.29	0.08

Fuente: elaboración propia.

Se observa en la tabla 12 que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe, Treynor y Jensen negativos; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe, Treynor y Jensen fue positivo en todos los fondos analizados.

Tabla 13. Resultados año 2014

2014	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-11.84	2.35	-8.89	1.76	-0.11	0.02
CRC	-11.20	1.00	-0.89	0.08	-0.11	-0.01
COLMOTORES	-11.11	2.42	-0.79	0.17	-0.10	0.01
FIMBRA	-8.79	3.11	-0.80	0.28	-0.10	0.02
COMPENSAR	-11.31	2.04	-0.82	0.15	-0.10	0.00
SURA	-6.31	1.39	-0.80	0.18	-0.10	0.01
FOMUNE	-2.95	0.73	-0.80	0.20	-0.08	0.01
FUTURO	-1.37	0.50	-0.47	1.40	-0.12	0.05
FAMISANCELA	-5.00	1.66	-0.45	1.41	-0.12	0.04
FABRIMUTUO	-5.63	1.71	-0.43	1.43	-0.12	0.04

Fuente: elaboración propia.

En la tabla 13 se observa que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe, Treynor y Jensen negativos; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe y Treynor fue positivo en todos los fondos analizados, mientras que el 90% de los fondos (cuatro de renta fija y cinco de renta variable) lograron un alfa de Jensen positivo para el 95% de las observaciones, con excepción de CRC que obtuvo un alfa de Jensen negativo para el percentil 95.

Tabla 14. Resultados año 2015

2015	P5 Sharpe	P95 Sharpe	P5 Treynor	P95 Treynor	P5 Jensen	P95 Jensen
FIA	-18.93	2.40	-4.12	0.52	-0.16	0.02
CRC	-16.10	2.36	-0.42	2.87	-0.19	0.04
COLMOTORES	-18.50	1.85	-0.42	4.22	-0.20	0.03
FIMBRA	-14.33	2.34	-1.72	0.28	-0.16	0.02
COMPENSAR	-16.40	1.58	-2.99	0.29	-0.16	0.01
SURA	-6.28	4.33	-1.26	0.87	-0.10	0.07
FOMUNE	-3.59	2.48	-6.67	4.60	-0.12	0.08
FUTURO	-1.35	1.01	-9.93	14.40	-0.12	0.08
FAMISANCELA	-5.35	3.70	-3.35	4.86	-0.12	0.09
FABRIMUTUO	-5.80	3.99	-4.75	6.89	-0.12	0.08

Fuente: elaboración propia.

Se aprecia en la tabla 14 que el 5% de los datos para todos los fondos analizados obtuvieron indicadores de Sharpe, Treynor y Jensen negativos; mientras que el 95% de los datos para el índice de Sharpe, Treynor y Jensen fue positivo en todos los fondos analizados. Se observan mayores alfas de Jensen en los fondos de renta variable.

A continuación se presentan las gráficas de los correlogramas de los residuales al cuadrado para cada uno de los FMI analizados, así como los resultados del Test de GARCH empleado para determinar si la varianza es constante o si, por el contrario, requiere de un modelo GARCH para corregir problemas de varianza no constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FIA

F-statistic	0.2254	Prob. F(1,69)	0.636
Obs*R-squared	0.2312	Prob. Chi-Square(1)	0.630

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.057	0.057	0.2438	0.621
		2	-0.067	-0.071	0.5902	0.744
		3	-0.067	-0.059	0.9336	0.817
		4	-0.048	-0.046	1.1170	0.892
		5	0.005	0.002	1.1189	0.952
		6	-0.074	-0.086	1.5663	0.955
		7	-0.083	-0.081	2.1315	0.952
		8	-0.003	-0.008	2.1321	0.977
		9	-0.028	-0.050	2.1969	0.988
		10	0.015	-0.001	2.2171	0.994
		11	-0.013	-0.030	2.2327	0.997
		12	-0.047	-0.057	2.4254	0.998
		13	-0.036	-0.053	2.5455	0.999
		14	0.054	0.041	2.8096	0.999
		15	-0.007	-0.036	2.8139	1.000
		16	0.023	0.015	2.8664	1.000
		17	0.014	0.008	2.8853	1.000
		18	-0.037	-0.049	3.0236	1.000
		19	-0.032	-0.043	3.1269	1.000
		20	-0.054	-0.058	3.4306	1.000
		21	0.138	0.138	5.4062	1.000
		22	0.197	0.173	9.5486	0.990
		23	-0.053	-0.056	9.8575	0.992
		24	-0.052	-0.024	10.160	0.994
		25	-0.060	-0.042	10.573	0.995
		26	0.015	0.019	10.601	0.997
		27	0.041	0.044	10.798	0.998
		28	-0.050	-0.011	11.105	0.998
		29	-0.010	0.018	11.118	0.999
		30	-0.031	-0.042	11.236	0.999
		31	-0.001	-0.013	11.236	1.000
		32	0.010	-0.008	11.250	1.000

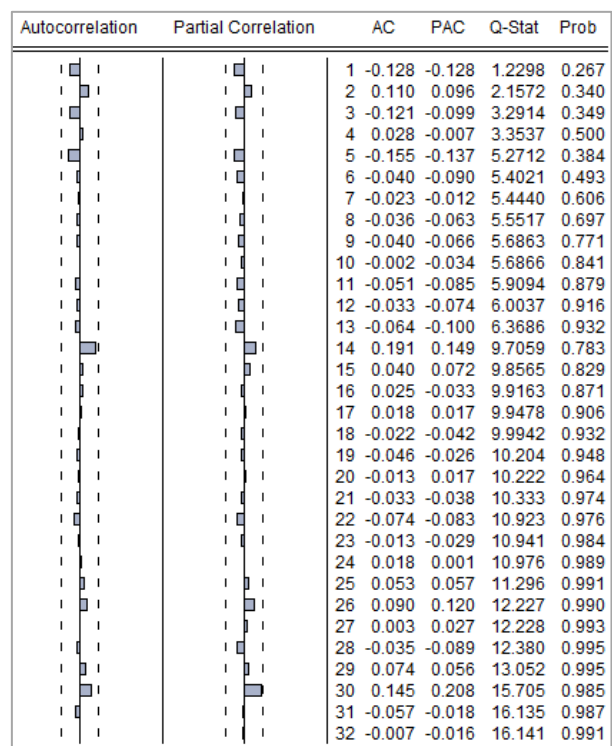
Gráfica 2. Correlograma de residuales al cuadrado FIA

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del Test de GARCH para FIA muestran que la probabilidad del F estadístico (0.636 o 63.6%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FIA tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - CRC

F-statistic	1.1646	Prob. F(1,69)	0.2843
Obs*R-squared	1.1785		



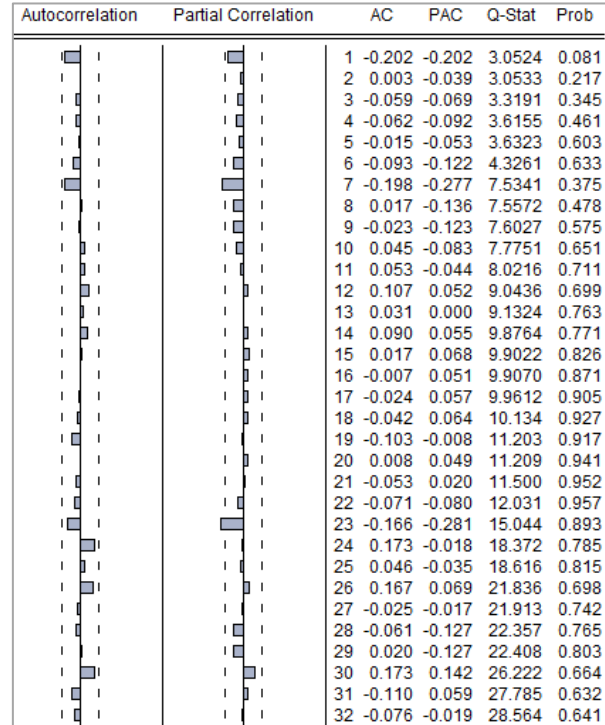
Gráfica 3. Correlograma de residuales al cuadrado CRC

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del Test de GARCH para CRC muestran que la probabilidad del F estadístico (0.284 o 28.4%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto, el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que CRC tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - COLMOTORES

F-statistic	2.9619	Prob. F(1,69)	0.0897
Obs*R-squared	2.9223	Prob. Chi-Square(1)	0.0874



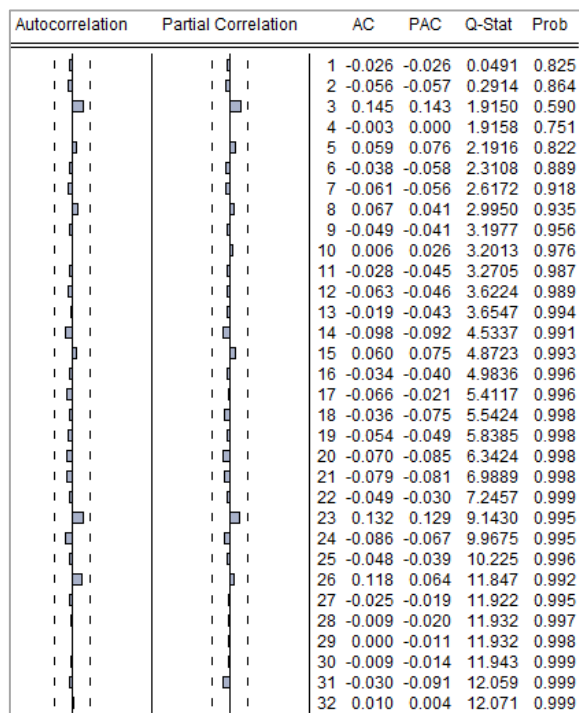
Gráfica 4. Correlograma de residuales al cuadrado COLMOTORES

Fuente: elaboración propia.

El Test de GARCH para COLMOTORES muestra que la probabilidad del F estadístico (0.089 o 8.9%) es mayor que el error permitido del 5%; por lo tanto, se afirma que el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que COLMOTORES tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FIMBRA

F-statistic	0.0452 Prob. F(1,69)	0.8322
Obs*R-squared	0.0465 Prob. Chi-Square(1)	0.8292



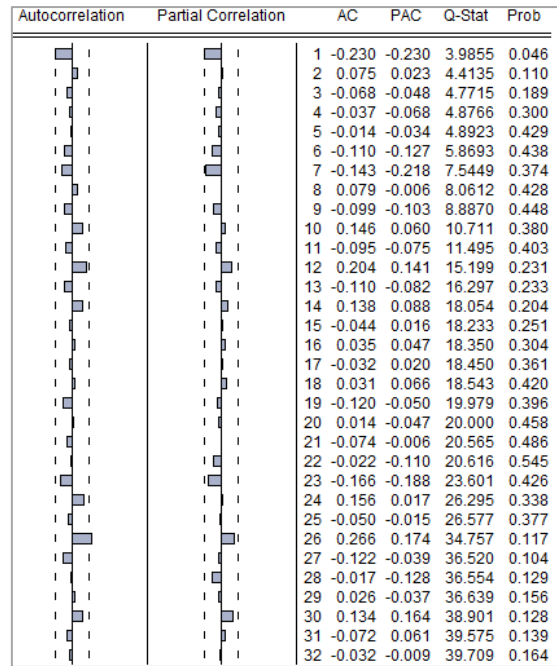
Gráfica 5. Correlograma de residuales al cuadrado FIMBRA

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del Test de GARCH para FIMBRA muestran que la probabilidad del F estadístico (0.636 o 63.6%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto, el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FIMBRA tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - COMPENSAR

F-statistic	3.9207 Prob. F(1,69)	0.0517
Obs*R-squared	3.8174 Prob. Chi-Square(1)	0.0507



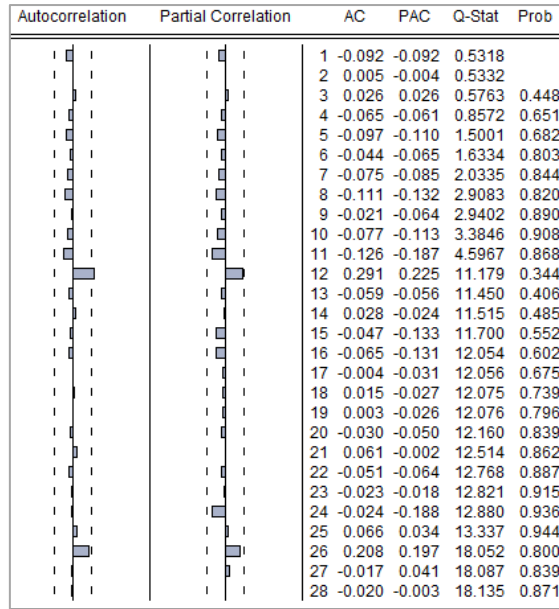
Gráfica 6. Correlograma de residuales al cuadrado COMPENSAR

Fuente: elaboración propia.

El Test de GARCH para COMPENSAR muestra que la probabilidad del F estadístico (0.0517 o 5.17%) es levemente mayor que el error permitido del 5%; por lo tanto, se afirma que el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que COMPENSAR tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - SURA

F-statistic	0.5041 Prob. F(1,69)	0.4806
Obs*R-squared	0.5172 Prob. Chi-Square(1)	0.4720



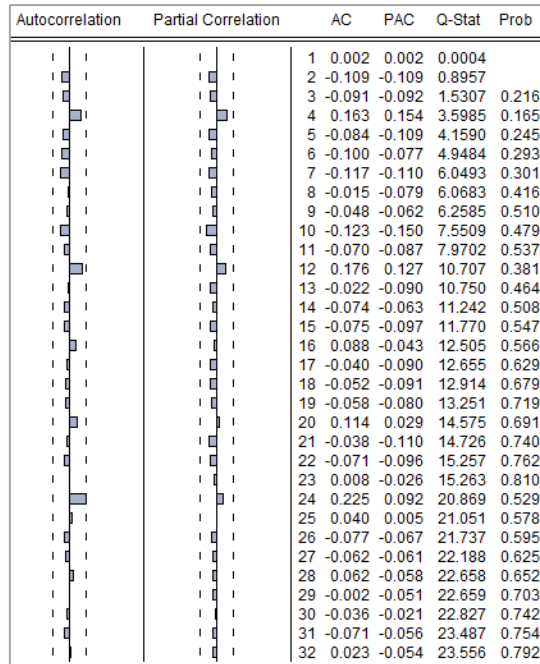
Gráfica 7. Correlograma de residuales al cuadrado SURA

Fuente: elaboración propia.

Los rendimientos de SURA presentaban problemas de autocorrelación, por lo que fue necesario emplear un modelo ARIMA (1, 0, 12). Los resultados del Test de GARCH para SURA muestran que la probabilidad del F estadístico (0.4806 o 48.06%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto, el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que SURA tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FOMUNE

F-statistic	0.0003 Prob. F(1,69)	0.9856
Obs*R-squared	0.0003 Prob. Chi-Square(1)	0.9853



Gráfica 8. Correlograma de residuales al cuadrado FOMUNE

Fuente: elaboración propia.

Debido a que los rendimientos de FOMUNE presentaban problemas de autocorrelación y de medias móviles fue necesario emplear un modelo ARIMA (1, 0, 1). Los resultados del Test de GARCH para FOMUNE muestran que la probabilidad del F estadístico (0.9856 o 98.56%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto, el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FOMUNE tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FUTURO

F-statistic	0.1158 Prob. F(1,69)	0.7346
Obs*R-squared	0.1190 Prob. Chi-Square(1)	0.7301

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.041	0.041	0.1257	
		2	-0.076	-0.078	0.5641	
		3	-0.076	-0.070	1.0095	
		4	-0.084	-0.085	1.5514	0.213
		5	-0.014	-0.020	1.5671	0.457
		6	-0.060	-0.079	1.8541	0.603
		7	-0.037	-0.049	1.9634	0.742
		8	0.037	0.018	2.0755	0.839
		9	-0.063	-0.088	2.4061	0.879
		10	-0.054	-0.067	2.6583	0.915
		11	-0.037	-0.055	2.7748	0.948
		12	0.074	0.053	3.2545	0.953
		13	-0.008	-0.050	3.2599	0.975
		14	-0.029	-0.039	3.3388	0.985
		15	-0.042	-0.057	3.5022	0.991
		16	-0.055	-0.074	3.7894	0.993
		17	-0.011	-0.037	3.8011	0.997
		18	0.009	-0.018	3.8086	0.998
		19	-0.046	-0.082	4.0194	0.999
		20	-0.031	-0.078	4.1173	0.999
		21	-0.050	-0.084	4.3795	1.000
		22	-0.021	-0.065	4.4264	1.000
		23	0.026	-0.027	4.5020	1.000
		24	-0.027	-0.094	4.5843	1.000
		25	0.013	-0.048	4.6035	1.000
		26	0.018	-0.049	4.6414	1.000
		27	-0.017	-0.071	4.6759	1.000
		28	0.077	0.028	5.3827	1.000
		29	0.013	-0.041	5.4047	1.000
		30	-0.038	-0.096	5.5906	1.000
		31	0.019	-0.027	5.6367	1.000
		32	-0.028	-0.071	5.7432	1.000

Gráfica 9. Correlograma de residuales al cuadrado FUTURO

Fuente: elaboración propia.

Los rendimientos de FUTURO presentaban problemas de autocorrelación y medias móviles por lo que fue necesario emplear un modelo ARIMA (1, 1, 24). El Test de GARCH para FUTURO muestra que la probabilidad del F estadístico (0.7346 o 73.46%) es mayor que el error permitido del 5%; por lo tanto, se afirma que el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FUTURO tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FAMISANCELA

F-statistic	0.8423 Prob. F(1,69)	0.3636
Obs*R-squared	0.8636 Prob. Chi-Square(1)	0.3527

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.066	0.066	0.2231	
		2	0.103	0.099	0.7795	
		3	0.101	0.089	1.3190	
		4	-0.017	-0.038	1.3344	
		5	-0.047	-0.064	1.4586	0.227
		6	-0.063	-0.063	1.6882	0.430
		7	-0.006	0.017	1.6905	0.639
		8	0.040	0.065	1.7865	0.775
		9	-0.009	-0.005	1.7915	0.877
		10	0.013	-0.005	1.8020	0.937
		11	0.143	0.130	3.1282	0.873
		12	-0.058	-0.077	3.3549	0.910
		13	-0.068	-0.090	3.6694	0.932
		14	-0.038	-0.041	3.7738	0.957
		15	-0.076	-0.038	4.1893	0.964
		16	-0.040	0.001	4.3106	0.977
		17	-0.041	-0.010	4.4416	0.986
		18	-0.044	-0.047	4.5982	0.991
		19	-0.028	-0.045	4.6647	0.995
		20	-0.063	-0.052	5.0076	0.996

Gráfica 10. Correlograma de residuales al cuadrado FAMISANCELA

Fuente: elaboración propia.

Debido a que los rendimientos de FAMISANCELA presentaban problemas de autocorrelación y de medias móviles fue necesario emplear un modelo ARIMA (24, 1, 12). Los resultados del Test de GARCH para FAMISANCELA muestran que la probabilidad del F estadístico (0.3636 o 36.36%) es superior al error permitido (5%); por lo tanto, el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FAMISANCELA tiene una varianza constante.

Heteroskedasticity Test: ARCH - FABRIMUTUO

F-statistic	0.6506 Prob. F(1,69)	0.4232
Obs*R-squared	0.6558 Prob. Chi-Square(1)	0.4145

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.106	-0.106	0.7084	
		2	0.003	-0.008	0.7091	
		3	0.028	0.028	0.7619	0.383
		4	-0.049	-0.043	0.9213	0.631
		5	0.079	0.070	1.3456	0.718
		6	-0.161	-0.149	3.1310	0.536
		7	-0.002	-0.031	3.1313	0.680
		8	-0.083	-0.097	3.6219	0.728
		9	-0.065	-0.072	3.9333	0.787
		10	-0.041	-0.078	4.0580	0.852
		11	-0.118	-0.116	5.1195	0.824
		12	0.279	0.242	11.141	0.347
		13	-0.087	-0.044	11.737	0.384
		14	0.053	0.039	11.961	0.449
		15	0.007	-0.031	11.965	0.530
		16	-0.091	-0.096	12.666	0.553
		17	0.087	-0.012	13.319	0.578
		18	-0.014	0.052	13.335	0.648
		19	-0.091	-0.130	14.085	0.661
		20	-0.027	-0.020	14.155	0.719
		21	-0.026	-0.010	14.219	0.771
		22	-0.032	-0.046	14.321	0.814
		23	-0.073	-0.040	14.860	0.830
		24	-0.090	-0.203	15.695	0.831
		25	-0.029	-0.060	15.785	0.864
		26	0.012	-0.059	15.800	0.895
		27	-0.033	-0.070	15.920	0.917
		28	0.014	0.021	15.942	0.938

Gráfica 11. Correlograma de residuales al cuadrado FABRIMUTUO

Fuente: elaboración propia.

Los rendimientos de FABRIMUTUO presentaban problemas de autocorrelación y medias móviles por lo que fue necesario emplear un modelo ARIMA (12, 1, 3). El Test de GARCH para FABRIMUTUO muestra que la probabilidad del F estadístico (0.4232 o 42.32%) es mayor que el error permitido del 5%; por lo tanto, se afirma que el modelo no es globalmente significativo, es decir, se acepta que FABRIMUTUO tiene una varianza constante.