

¿Vencen al mercado? El caso de los fondos mutuos de renta fija en el mercado peruano

Alexis Yong
Universidad del Pacífico

Resumen

El presente documento analiza las características de rendimiento de los fondos mutuos de renta fija en Perú. La evidencia muestra que el promedio de los fondos de renta fija no llegan a ofrecer beneficios ajustados por riesgo. Al analizar las habilidades de los gestores de fondos se encuentra, en promedio para los fondos de corto plazo, una deficiente habilidad referente a la selección de valores (*selection ability*), pero una significativa habilidad para anticipar el mercado (*market timing*). Sin embargo, para los fondos de largo plazo, ambas habilidades son deficientes. Dicho fenómeno podría surgir por la estrategia de *buy-and-hold* que toman los fondos mutuos de renta fija como consecuencia del alto nivel de iliquidez del mercado de instrumentos de deuda peruano. Asimismo, se encuentran resultados heterogéneos entre los distintos tipos de fondo en referencia a la variable de información pública con mayor efecto sobre el desempeño de los fondos. Finalmente, si bien la literatura describe un impacto significativo de los flujos de los fondos sobre el desempeño de los mismos, en el caso peruano la evidencia muestra que, si bien dicho impacto es estadísticamente significativo, este es casi nulo.

16

Palabras clave:

fondos mutuos, renta fija, desempeño de fondos, Perú, mercado financiero.

I. Introducción

Los bonos son una clase de activo muy importante. Sin embargo, sabemos muy poco sobre la habilidad de los administradores de fondos para poder seleccionar un bono que tenga un mejor desempeño sobre otros de similar característica. En la presente investigación, proveemos tal información para una categoría importante de inversionistas institucionales: los fondos mutuos de renta fija.

Si bien cerca del 79.88% del mercado peruano de fondos mutuos es cubierto por instrumentos de deuda¹, es sorprendente que el análisis de desempeño de fondos mutuos en Perú sea casi inexistente. Más aún, de la poca literatura presente a nivel Latinoamérica, ésta se encuentra limitada básicamente a estudios de fondos de renta variable o renta mixta (Castillo y Lama 1998, Muga *et al* 2007, Berggrun y Jaramillo 2009, Umaña *et al.* 2007 y Umaña *et al.* 2008).

La mayoría de estudios asociados al análisis del desempeño de fondos mutuos examina el mercado de los Estados Unidos. Entre los principales resultados, se observa que los fondos mutuos de renta fija no superan *benchmarks* pasivos (Carlson 1970 y Blake *et al.* 1993). En la misma línea, Cornell y Green (1991) que analizan las diferencias entre fondos que invierten en bonos de grado de inversión y bonos grado especulativo, no encuentran diferencias significativas en su desempeño. Sin embargo, Blume *et al.* (1991) encuentran que carteras de bonos denominados especulativos se caracterizan por retornos significativamente más altos que las carteras de bonos con grado de inversión. Por otro lado, estudios más característicos son los de Dritsakis *et al.* (2006) que analiza el mercado de fondos mutuos de renta fija en Grecia y Gallagher y Jarnećic (2002) que hacen lo mismo para el mercado Australiano. En todos los casos, los resultados obtenidos muestran características propias del mercado financiero de cada país. Evidentemente, dichas características configuran, de forma importante, el desempeño

obtenido por los fondos mutuos que operan en cada economía.

El presente trabajo tiene como principal objetivo evaluar el desempeño de fondos mutuos de renta fija en el mercado peruano. Para ello se analizarán la capacidad de selección (*selection ability*) y la capacidad de anticipación al mercado (*market timing*) de los gestores de fondos. La capacidad de selección hace referencia a la habilidad de un administrador de cartera para hacer una investigación detallada sobre aquellos valores que tendrán un desempeño superior a otros de su misma categoría. Por otro lado, la capacidad de anticipar el mercado, hace referencia a la habilidad para poder prever cambios en el entorno macroeconómico y realizar un rebalanceo de la cartera que administra, deshaciéndose de aquellos valores prestos a perder valor e incluir aquellos prestos a ganar valor. Asimismo, se analiza el efecto del flujo de los fondos sobre su desempeño. Ello a fin de controlar el desempeño por el efecto de flujos negativos motivados por liquidez y el efecto de betas negativos motivados por una masiva entrada de flujos sobre el fondo.

Dado que el mercado peruano ha sido catalogado con calificaciones de riesgo a nivel soberanas como grado de inversión, suceso que ha dado lugar a un aumento substancial de los fondos invertidos en Perú, la presente investigación busca llenar el vacío de la literatura y proveer de información sumamente útil para inversionistas profesionales en Perú y el extranjero, con la finalidad que cuenten con una herramienta útil a fin de poder evaluar el desempeño de sus carteras invertidas en instrumentos de deuda, así como una forma robusta de cuantificar el desempeño de los administradores de fondos.

En la siguiente sección, se muestra una breve revisión de la literatura y estado actual de las investigaciones relacionadas al análisis del desempeño de carteras gestionadas activamente. En la sección III se explica la metodología utilizada para medir el desempeño de las inversiones realizadas por fondos mutuos peruanos de

renta fija, así como una breve descripción de la data a utilizar. En la sección IV se presentan los principales resultados obtenidos de los diferentes modelos analizados y explicaciones de los mismos. Finalmente, se presentan las principales conclusiones asociadas a la presente investigación.

II. Revisión de la literatura

En la literatura financiera existen muy pocos estudios que proporcionan evidencia empírica a favor del impacto positivo de los administradores de fondos mutuos de renta fija sobre el rendimiento de los mismos. Por ejemplo, Blake *et al.* (1993) sugieren que la diferencia entre el rendimiento de las carteras de bonos puede ser explicada por las diferencias en el rango de vencimiento o por las diferencias en las primas de riesgo, de tal forma, considerando dos muestras: una de 46 fondos de renta fija (por un período de 10 años: 1979-1988) y una más grande que incluye 223 fondos de renta fija (por un período de 5 años: 1987-1991), desarrollan pruebas que indican que los fondos mutuos de renta fija tienen un desempeño inferior una vez considerados los gastos. Por su parte, Ferson *et al.* (2006) evalúan el rendimiento de fondos mutuos compuestos por bonos del gobierno utilizando una tasa de descuento estocástica para una curva de rendimientos continua. En este caso, los autores confirman que el rendimiento después de considerar los costos de administración es negativo pero estadísticamente no significativo.

En un primer instante, se podría esperar que el valor añadido por la gestión activa de los fondos sea sólo marginal. Tal como lo mencionan Litterman y Scheinkman (1991), Knez *et al.* (1994), y Gultekin y Rogalski (1995), los rendimientos de una cartera de renta fija son generados, casi en su totalidad, por factores de riesgo no diversificables difíciles de predecir. En tal sentido, Huij y Derwall (2008) mencionan que un factor muy importante que enfrentan los administradores de fondos de renta fija son restricciones de venta, al momento de anticipar algún movimiento en los factores de riesgo. Del mismo modo, la falta de previsibilidad en el desempeño de bonos apoya la muy citada

afirmación de que ninguna de las diferencias de corte transversal en la rentabilidad de los fondos de renta fija es atribuible a la capacidad de gestión. Bajo el mismo enfoque, Gutiérrez *et al.* (2009) refuerzan la idea de analizar el desempeño en la administración de fondos de deuda bajo los efectos de las economías a escala. Sin embargo, obtiene resultados similares a la de los autores anteriores.

En Perú y a nivel Latinoamérica, son muy pocos los estudios relacionados en medir la capacidad que tiene un gestor activo de fondos para poder vencer al mercado y obtener un rendimiento excepcional. De la poca cantidad de estudios existente sobre el tema, su totalidad está referida al análisis de fondos mutuos de renta variable o mixta, siendo inexistente la literatura sobre la medición del desempeño de fondos mutuos de renta fija. De esta manera, el presente trabajo toma una postura innovadora al evaluar el desempeño de los fondos de renta fija de Perú utilizando modelos incondicionales y condicionales utilizados previamente por Gallagher y Jarnecic (2000) y Dritsakakis *et al.* (2006).

Los modelos incondicionales, analizan la esencia de la relación entre el rendimiento de un fondo y el rendimiento del mercado, en donde cualquier desviación sistemática se atribuye como la capacidad del administrador de fondo. Asimismo, dicho modelo incondicional se ve reforzado por el enfoque de Ferson y Schadt (1996) que plantean que el uso de técnicas de evaluación incondicionales puede generar sesgos en la medición de desempeño debido a la variación conjunta de los riesgos del fondo y de las primas de riesgo a lo largo del tiempo. De esta manera, la presente investigación proporciona una muestra del nivel de sesgo potencial existente entre los métodos condicional e incondicional para el análisis del desempeño de los fondos mutuos de renta fija. Igualmente, la metodología a emplear toma en consideración la inclusión de variables de información pública que controlen los efectos de los cambios en el riesgo de mercado y la prima por riesgo sobre el desempeño medido de los gestores de fondo.

Adicionalmente, tomando en consideración el enfoque de Edelen (1999) se analiza la influencia de los volúmenes de flujo de los fondos sobre el desempeño del portafolio. Según Edelen (1999) un gestor de fondos puede experimentar un choque exógeno de flujo de fondos que va a tener impacto dentro del desempeño del fondo. Así, muestra que de no controlarse por motivos de liquidez del fondo, la medición del

desempeño (en base a la capacidad de selección y de anticipación del mercado) podría estar sesgada negativamente. De esta manera, la presente investigación toma en consideración el enfoque de medir el desempeño de un fondo de renta fija considerando la información pública disponible y el flujo de los fondos, a fin de mejorar la inferencia en la medición del desempeño.

Tabla 1. Estudios sobre desempeño en el rendimiento de fondos mutuos

Autores	Método para analizar la performance	Tipo de fondo y tamaño de muestra	Periodo de tiempo	Duración del periodo de selección	Duración del periodo de tenencia	Resultados
Sharpe (1966)	Ratio de Sharpe Ratio de Treynor	34 fondos mutuos	1944 – 1963	10 años	10 años	Evidencia de persistencia débil
Jensen (1968)	Alfa de Jensen	115 fondos mutuos	1945 – 1964	10 años	10 años	Evidencia de persistencia débil
Carlson (1970)	Ratio de Sharpe Ratio de Treynor	57 fondos mutuos 33 fondos de RV	1945 – 1967	10 años 5 años	10 años 5 años	No hay persistencia ajustada por riesgo. Persistencia de desempeño significativa
Grinblatt & Titman (1992)	8 factor alfa	279 fondos de RV	1975 – 1984	5 años	5 años	Evidencia de persistencia
Blake et al. (1993)	Diversos índices de alfas	41 fondos de bonos no municipales	1979 – 1988 1980 – 1988	5 años 3 años	5 años 3 años	No persistencia
Elton et al. (1993)	3-index alfa	143 fondos de RV	1965 – 1984	10 años	10 años	Persistencia concentrada en desempeños inferiores
Grinblatt & Titman (1993)	Cambios en estructura de la cartera	155 fondos mutuos	1975 – 1984	56 meses	55 meses	Evidencia de persistencia Evidencia débil cuando inversión por diferencia de estilos es tomada en consideración
Hendriks et al. (1993)	Rendimiento total Ratio de Sharpe Alfas basados en diferentes benchmarks	165 fondos de RV de crecimiento	1974 – 1988	1 año 2 años	3 meses 6 meses 1 año	Persistencia en el corto plazo
Kahn & Rudd (1995)	Retornos totales	300 fondos de RV 195 fondos de bonos	1988 – 1993 1990 – 1993	3 años 1 año 5 meses	3 años 1 año 5 meses	Resultados ambiguos Persistencia en desempeño ajustado por riesgo
Elton et al. (1995)	4-index alfa	188 fondos de RV	1977 – 1993	1 – 3 años	1 – 3 años	Evidencia de persistencia
Gruber (1996)	Rendimientos totales 4-index alfa	270 fondos comunes de RV	1985 – 1994	1 – 3 años	1 – 3 años	Fuerte evidencia de persistencia
Carhart (1997)	Rendimientos totales Alfa de Jensen 3-factor model 4-factor model	1892 fondos de RV	1962 – 1993	1 – 3 años	1 – 5 años	Persistencia de corto plazo en rendimientos totales explicados por características de los portafolios

Autores	Método para analizar la performance	Tipo de fondo y tamaño de muestra	Periodo de tiempo	Duración del periodo de selección	Duración del periodo de tenencia	Resultados
Busse & Irvine (2006)	Varios multi-factor alfas (Bayesianos)	230 fondos de RV	1985 – 1995	1 año 3 años	3 meses 3 meses	Persistencia en el corto plazo
Huij & Derwall (2006)	4-factor model Ratio de Sharpe Ranking de Spearman	3549 fondos mutuos de RF	1990 – 2003	1 – 3 años	1 – 3 años	Fuerte evidencia de persistencia
Moneta (2009)	Medidas de «timing ability»	1971 fondos de RF	1997 – 2006	1 año	1 año	Desempeño de administradores excede 1% al benchmark
Cici & Gibson (2010)	Medidas basadas en la estructura / tenencia de las carteras	4391 fondos de bonos corporativos	1995 – 2007	1 – 3 años	1 – 3 años	Costos de administración activa exceden beneficios por desempeño

Fuente: Pătări, E. (2009) y literatura revisada

III. Metodología

A. Medidas de desempeño

Tradicionalmente, la literatura asociada a estudiar el desempeño que tienen los gestores de fondos profesionales, se ha basado ampliamente, en el enfoque de CAPM propuesto por Jensen (1968). En donde, el parámetro alfa, denominado alfa de Jensen, captura el rendimiento en exceso frente a la tasa libre de riesgo de un fondo gestionado activamente. Dicho parámetro se estima mediante regresión por mínimos cuadrados ordinarios, donde se regresa el rendimiento en exceso del fondo contra el rendimiento en exceso de un *benchmark* que represente el desempeño de una cartera de mercado. La idea de dicha metodología es analizar en qué grado el rendimiento del fondo ajusta al rendimiento logrado por una cartera que sigue el comportamiento del mercado, a fin de que cualquier diferencia sistemática sea explicada por el alfa de Jensen. Por lo tanto, el modelo de regresión estándar se expresa como sigue:

[1]

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{ft}) + e_{it}$$

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$$

Donde r_{it} es el retorno del fondo i en el período t ; r_{ft} es la tasa libre de riesgo del mercado; α_i retorno en exceso incondicional ajustado por riesgo del fondo i en el período; β_i es el riesgo sistemático del fondo o sensibilidad de la rentabilidad del fondo i sobre el rendimiento en exceso del mercado sobre la libre de riesgo; r_{mt} rendimiento de la cartera de mercado o *benchmark* en el período t por encima de la tasa libre de riesgo y e_{it} es el rendimiento residual del fondo i en el período t que no se explica por el modelo.

El enfoque de Jensen (1968), sin embargo, no considera los intentos de un gestor de fondos para vencer al mercado mediante la correcta anticipación de los cambios en las variables fundamentales de la economía o de la propia empresa (denominadas *timing strategies*). En este sentido, Treynor y Mazuy (1966) proponen el uso de un término cuadrático dentro de la ecuación [1], bajo el argumento de que aquellos gestores de fondos con una mayor capacidad de anticipar al mercado, tendrán una mayor proporción de sus carteras en el portafolio de mercado cuando estimen que mercado está al alza. De manera contraria, se espera que mantengan una menor proporción de la cartera de mercado cuando estimen que el mercado está a la baja. De esta manera, Treynor y Mazuy (1966) logran descomponer el desempeño de una gestión activa de portafolio en dos habilidades:

la habilidad de selección (*selection ability*) y la habilidad de anticipar el mercado (*market timing*). En este caso, el intercepto del modelo captura el rendimiento anormal ajustado por riesgo atribuible únicamente a la capacidad de selección, mientras que el coeficiente gamma (γ) captura la capacidad de anticipar exitosamente al mercado.

[2]

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + g_i R_{mt}^2 + e_{it}$$

A lo largo de la literatura destinada a analizar el desempeño de la gestión activa de fondos, son muy pocos aquellos que encuentran evidencia significativa sobre alguna de las dos habilidades antes mencionadas. Incluso Elton *et al.* (1993) que utiliza un modelo multifactorial, no logra encontrar un desempeño superior. Bajo este último enfoque, los factores provistos por el modelo son *proxies* de la duración y otros riesgos presentes de manera subyacente a la economía. De esta manera, los betas del modelo miden el riesgo sistemático al cual está expuesto el fondo a analizar, de forma tal que el residuo refleja el desempeño del fondo ajustado por riesgo (Gebhardt *et al.* 2005). Por otro lado, bajo el enfoque de Kahn (1991) y Carhart (1997), los factores pueden ser vistos como variables de control para un modelo de atribución de resultados. De esta forma, cada factor representado por un índice ponderado por betas podría reproducir la variación del rendimiento de un fondo en un periodo en particular. Así, uno podría interpretar el intercepto como la porción del retorno del fondo que no es explicada por factores de mercado, sino que es inducida por la gestión activa del fondo mutuo. Con lo cual el alfa estaría transmitiendo información acerca de la habilidad de un gestor de fondos para administrar eficazmente un fondo mutuo.

Sin embargo, tanto los modelos unifactoriales y multifactoriales sufren de un gran problema; ambos asumen que los riesgos y primas de riesgo se mantienen constantes en el tiempo. Este hecho puede llevar a que la variación del riesgo y de los retornos esperados en el tiempo puedan

confundirse con una capacidad de selección o habilidad para anticipar el mercado. Si la prima de riesgo del mercado cambia y la medida de desempeño no lo controla, la variación de la prima de riesgo en el tiempo se verá reflejado en la estimación de un desempeño anormal y en consecuencia una evaluación errónea sobre el desempeño efectivo del gestor del fondo.

B. Información pública en el desempeño

Ferson y Schadt (1996) proponen una ligera modificación al modelo de Jensen, en donde agregan el uso de variables de información pública a fin de tener un método de estimación condicional que incorpore y controle por los cambios de riesgo a lo largo del tiempo. Según ellos, el fracaso para identificar la variación de los riesgos y retornos en el tiempo, puede dar lugar a sesgos en la evaluación del desempeño de las inversiones. En este sentido, Becker *et al.* (1999) sostienen que el papel de los modelos condicionales se basa en el hecho de tener en cuenta la potencial previsibilidad de los rendimientos futuros dada la existencia de información pública. En otras palabras, no se les debe atribuir un desempeño superior a aquellos gestores de fondos que explotan las anomalías del mercado que son conocidas públicamente. Cuando un administrador de fondos incorpora información pública dentro de su estrategia de inversión, los modelos incondicionales pueden indicar que el fondo exhibe un rendimiento ajustado por riesgo superior, cuando en realidad este no existe (Gallagher y Jarnecic 2000).

De esta manera, a fin de incluir variables de información pública dentro del modelo tradicional de Jensen (1966), se incorpora un vector de variables rezagadas de información pública. Cada una de estas variables es multiplicada por la rentabilidad en exceso del mercado, con lo cual el coeficiente δ_i nos muestra el beta condicional a información pública pasada (Ferson y Schadt 1996).

[3]

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + d_i (R_{mt} Z_{t-1}) + e_{it}$$

Donde α_i mide el desempeño ajustado por riesgo; Z_{t-1} es el vector de variables de información pública

rezagada y el coeficiente δ_i mide los coeficientes de los betas condicionales con respecto a las variables de información pública rezagadas.

Los coeficientes δ_i estiman la respuesta de los betas condicionales a las distintas variables rezagadas del mercado. Al capturar la información disponible en periodos pasados a los gestores de fondos, el vector $R_{mix} Z_{t-1}$ controla por aquellas estrategias que puedan ser replicadas utilizando información pública. De modo tal que los gestores de fondos no sean atribuidos con capacidades de selección o de anticipación del mercado superiores por utilizar dicha información.

La razón estadística para esto, es que los coeficientes miden la covarianza entre el beta condicional y el valor esperado de la rentabilidad del mercado utilizando instrumentos rezagados. La diferencia entre un alfa incondicional y un condicional está determinada por los valores promedio de los términos de interacción δ_i (Sawicki y Ong 2000).

Ferson y Schadt (1996) miden el alfa condicional para los fondos mutuos (principalmente fondos mutuos de renta variable) utilizando la siguiente información pública: rendimiento de los bonos del tesoro, rendimiento por dividendo, estructura temporal de las tasas de interés, *spread* de la tasa por calidad corporativa y una variable *dummy* para el mes de enero. Sawicki y Ong (2000) emplean el enfoque de Ferson y Schadt (1996) pero excluyendo la variable de diferencial del *spread* de la calidad corporativa, para evaluar el rendimiento condicional de los fondos mutuos en Australia. Asimismo, Dritsakis *et al.* (2006) aplicando la misma metodología para analizar fondos mutuos de renta fija en Grecia, utilizan los retornos de la bolsa de valores de Atenas como una *proxy* de la producción industrial, el rendimiento de bonos del tesoro de Grecia a 10 años y la estructura de tasas de interés como variables de información públicas.

El denominado «efecto de enero», motivo por el cual varios autores utilizan una *dummy* para el mes de enero, es un fenómeno financiero en donde se observa un aumento en los precios de los valores bursátiles en el mes de enero. Ello crea una ventana de oportunidad para poder tener ganancias de capital al comprar dichos valores

con anticipación. Según Keim (1983), este efecto surge de las operaciones de venta de inversionistas individuales que son sensibles a gravámenes de impuesto a la renta, de modo tal que se busca incurrir en una pérdida de capital a fin de año con el propósito de reducir la carga tributaria. Y retomar la compra de las mismas acciones a inicios del próximo año. Sin embargo, dada la estructura de tributaria sobre las ganancias de capital en Perú, la variable *dummy* asociada a dicho efecto fue no significativa (resultados no presentados).

Adicionalmente, agregamos una el rendimiento del mercado al cuadrado a fin de tener una medida sobre la capacidad de anticipar al mercado, con lo cual tenemos:

[4]

$$R_i = a_i + b_i R_m + d_i (R_m - Z_{t-1}) + g_i R_m^2 + e_i$$

C. Flujos y desempeño de fondos

Edelen (1999) muestra que el desempeño de fondos en EE.UU. se ve afectada negativamente debido al hecho que los gestores de fondos llevan a cabo operaciones totalmente desinformados, básicamente guiados por motivos de liquidez. En este sentido muestra que bajo este fenómeno, los modelos incondicionales pueden generar una capacidad de anticipación del mercado negativa. Dicha observación, se ve fundamentada por el análisis realizado por de Warther (1995), que muestra una fuerte correlación positiva entre el flujo de fondos mensual y el rendimiento de mercado. En la misma línea, Becker *et al.* (1999) propone que los choques exógenos de liquidez, experimentados por los fondos pueden llevar a conclusiones inexactas cuando el efecto de liquidez no se toma en cuenta en los modelos de desempeño. Una explicación alternativa, la proponen Ferson y Schadt (1996) quienes establecen que los nuevos flujos de efectivo que entran al fondo pueden generar una covarianza negativa entre los betas de los fondos y los retornos del mercado. La explicación más común sobre este fenómeno, detalla que cuando los inversionistas esperan rendimientos de mercado más altos, se genera un influjo importante de fondos que los gestores no invierten de manera

inmediata, de manera tal que el beta de la cartera cae.

En la presente investigación se incluye el efecto de los flujos de fondos sobre los modelos incondicionales y condicionales, a fin de probar su impacto sobre el rendimiento y capacidades de los gestores del fondo. Sería ideal trabajar con los flujos de fondos brutos, a fin de poder identificar las entradas y salidas de efectivos de los fondos. Sin embargo, dicha información no está a disposición pública, por lo que realizamos una aproximación sobre los flujos de fondos netos a partir del patrimonio neto de los mismos. Los flujos de fondos netos (FFN) se estiman a partir de valores mensuales de los fondos de renta fija a partir del crecimiento del total de activos de los fondos o total del patrimonio neto (TPN) corregido por la apreciación o depreciación en el período anterior del fondo. Los flujos de fondos netos (FFN) se pueden expresar de la siguiente manera:

$$FFN_i = TPN_i \square [TPN_{i-1} (1 + R_i)]$$

Edelen (1999) presenta el uso de un regresor interactivo para controlar el efecto del volumen del flujo de fondos sobre la habilidad de anticipar el mercado. De la ecuación anterior, el volumen de los flujos de fondos se escala por el tamaño del fondo (TF) en la fecha de análisis y se incorpora en los modelos incondicionales y condicionales, respectivamente:

[5]

$$R_i = a_i + b_i R_m + g_i R_m^2 + l_i \left(\frac{FFN_i}{TF_i} \right) R_m^2 + e_i$$

[6]

$$R_i = a_i + b_i R_m + d_i (R_m - Z_{i-1}) + g_i R_m^2 + l_i \left(\frac{FFN_i}{TF_i} \right) R_m^2 + e_i$$

La variable de flujo, ayuda en diferenciar la verdadera habilidad de anticipar el mercado de un fondo frente al efecto perverso que pueden generar las operaciones desinformadas

motivadas netamente por liquidez. De esta manera, si el coeficiente gamma (γ) de la capacidad de anticipar al mercado en [3] y [4] captura negativamente el efecto del flujo de los fondos, se espera que bajo los modelos [5] y [6] se observe un mejor coeficiente gamma (γ) junto con un coeficiente negativo asociado al flujo de fondo. De suceder este caso, entonces el regresor asociado a la variable de flujo del fondo es capaz de explicar el efecto negativo sobre la capacidad de anticipación que sufren los fondos por el flujo de fondos que experimentan (Gallagher y Jarnecic 2000).

D. Data

El análisis empírico llevado a cabo en la presente investigación utiliza data diaria de 28 fondos mutuos de renta fija que operan en el mercado peruano para un periodo de 2.5 años (06/2008 – 12/2010). Las principales restricciones sobre la amplitud de la data fueron la disponibilidad de data de la estructura de tasas de interés de los certificados de depósito emitidos por el Banco Central de Reserva del Perú (BRCP) las cuales se encuentran disponibles a partir del 29/05/2008 y la poca profundidad del mercado de fondos mutuos de renta fija en Perú antes del 2008. Asimismo, se buscó tomar todos los fondos hábiles a invertir en dicho periodo a fin de que la muestra no estuviera sometida al denominado sesgo de sobrevivencia (*survivorship bias*) según el cual estaríamos analizando solo aquellos fondos que han tenido un desempeño superior y por ende sobrevivido al mercado². La data de los fondos mutuos fue obtenida de las bases de datos bursátiles como Bloomberg y Economática y complementada con información del organismo regulador del mercado de valores (Superintendencia del Mercado de Valores, SMV) y agencias clasificadoras de riesgo.

El valor de mercado de los activos invertidos en fondos mutuos de renta fija a Diciembre del 2010 era de 12,512 millones de nuevos soles (US\$ 4 489 millones). Monto que representaba el 79.88% del total de patrimonio administrado por los fondos mutuos en Perú. De acuerdo con los

2. Ver Anexo 1: Fecha de inicio muestra de fondos mutuos analizada

administradores de fondos, los *benchmarks* más utilizados dentro del mercado de renta fija son el promedio de las tasas de ahorro de los cuatro principales bancos del país (por depósitos) para los fondos mutuos de corto plazo y el promedio de la tasa de depósitos a plazo a 180 y 360 días de los principales bancos del país para los fondos de largo plazo (Tong 2011). Por ello, muchos de los gestores de fondos mutuos establecen estrategias de inversión a fin de vencer un umbral de entre 0.5% y 5% por encima de las tasas mencionadas. De esta manera, se creó una serie diaria de tasas de ahorro promedio de los cuatro principales bancos del país, tanto en soles como en dólares, a fin de ser usada como *benchmark* para los fondos de corto plazo. Asimismo, se creó una familia de índices de bonos para el mercado de renta fija peruana³, tanto en soles como en dólares, a fin de ser usada como *benchmark* de los fondos de corto y largo plazo respectivamente. Dicha familia de índices de bonos parte de 30/06/2007, fecha más reciente que se tiene disponible según data del vector de precios. Para ambos casos, la data provino de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs (SBS)⁴. La tabla 2 nos indica la clasificación de los fondos mutuos de renta fija según su estrategia de inversión, que especifica plazo y moneda.

Una característica particular de los fondos mutuos de renta fija de corto plazo es que su estrategia de inversión está destinada a maduraciones menores a un año, invirtiendo básicamente en depósitos a plazo, certificados de depósito corporativo e inversiones en activos de muy corto plazo provistos por el Banco Central de Reserva⁵. De esta manera, los fondos mutuos de corto plazo son en cierta medida un bien

sustituto a las cuentas de ahorro, de quienes se diferencian por los niveles de liquidez y *mark-to-market*. De esta forma, el *benchmark* a tomar para medir el desempeño de fondos mutuos de corto plazo fue un promedio de las tasas de ahorro en nuevos soles de los cuatro principales bancos del país, para los fondos denominados en moneda nacional y la tasa de ahorro en dólares americanos para los fondos en moneda extranjera. Para ambas monedas, se tomó un rendimiento a 90 días.

A diferencia del grupo anterior, los fondos mutuos de largo plazo, establecen estrategias de inversión con maduraciones mayores a un año y tienen un abanico de inversiones más amplio. Es por ello que estarían sujetos a una mayor capacidad de habilidad de selección o habilidad de anticipación de mercado, dadas sus inversiones en distintos instrumentos de deuda presentes en el mercado peruano⁶. Ante ello, el *benchmark* a tomar en consideración para poder medir su desempeño, debería estar compuesto por un índice que sea capaz de medir el desempeño del mercado de renta fija. En este sentido, el mercado peruano carece de un índice para el mercado de instrumentos de deuda, por lo que basándonos en la metodología de Morningstar (2008), se construyó una familia de índices de renta fija para el mercado peruano, a fin de tener una clara aproximación del *benchmark* de mercado al cual los gestores de fondos debían compararse. Los procedimientos de cálculo del índice se especifican en el Apéndice 1. En el caso de los fondos de largo plazo, debido a la estrategia de sus inversiones, se tomaron rendimientos a 360 días.

3. Ver Apéndice 1: Familia de índices de bonos.

4. En el caso del *benchmark* para los fondos mutuos de renta fija a largo plazo, la SBS brinda la información básica de los instrumentos de deuda. La familia de índices fue construida como parte de la presente investigación.

5. Ver Anexo 2.

6. Ver Anexo 3.

Tabla 2. Fondos mutuos de renta fija en Perú, por tipo de estrategia de inversión

La presente tabla muestra los 28 fondos mutuos de renta fija que se encontraban operando en el mercado peruano entre 01/07/2008 y 31/12/2010. Están agrupado por estrategia de inversión que define: denominación de moneda de los activos en los que invierte (nuevos soles / dólares) y madurez de las inversiones (corto plazo, menos de 1 año y largo plazo, más de 1 año)

	Corto Plazo	Largo Plazo
Soles	BBVA Cash Soles BBVA Soles Monetario BBVA Tesorería Soles 1/ BCP Corto Plazo Soles ING Corto Plazo Soles Interfondo Cash Soles Interfondo Extraconservador Soles Scotiafondo Cash Soles	BBVA Soles FMIV BCP Conservador Soles ING Renta Soles Interfondo Renta Fija Clásico Soles Scotia Premium Soles
Dólares	BBVA Cash Dólares FMIV BBVA Corporativo Dólares 2/ BBVA Dólares Monetario FMIV BCP Corto Plazo Dólares ING Corto Plazo Dólares Interfondo Cash FMIV Interfondo Extraconservador Dólares Scotiafondo Cash Dólares	BBVA Dólares FMIV BBVA Vip FMIV BCP Conservador Dólares ING Renta Fund Interfondo Plus Dólares Interfondo Renta Fija FMIV Promoinvest RF Dólares 3/ Scotiafondo Premium Dólares

1/ BBVA Tesorería Soles fue absorbido por BBVA Soles Monetario en mayo de 2009.

2/ BBVA Corporativo Dólares fue absorbido por BBVA Cash Dólares en mayo de 2009.

3/ Mediante acuerdo de directorio de CONASEV el 26/12/2005 se acordó pronunciarse a favor de la liquidación solicitada por la Sociedad Administradora. Motivo por el cual el fondo no fue contabilizado en el análisis realizado en la presente investigación.

Fuente: Pătări, E. (2009) y literatura revisada

Finalmente, con la finalidad de incluir información pública, se incluyeron el índice de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL), el rendimiento de los bonos Globales y bonos Soberanos a 10 años y la tasa de interés interbancaria. La tasa de los certificados de depósito del Banco Central de Reserva del Perú (CDBCRP) a 90 días fue utilizada como la tasa libre de riesgo disponible a inversionistas institucionales. En todos los casos se tomó información del 01/01/2006 al 31/12/2010. La data mencionada fue proporcionada por la base de vector de precios de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs (SBS) y de las series estadísticas del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

IV. Análisis de resultados

La Tabla 3 nos muestra el número de fondos que revelan ser significativamente positivos, significativamente negativos o simplemente no significativos estadísticamente al 95% de confianza. La principal conclusión derivada de observar los resultados, es que en el periodo analizado la mayoría de los fondos exhiben un desempeño superior, una vez ajustado por riesgo. Este hecho resulta contrario a lo encontrado por la literatura, en donde la evidencia empírica más común es la incapacidad de los fondos para poder brindar rendimientos superiores a *benchmarks* pasivos.

Asimismo, llama la atención que bajo el modelo incondicional, una mayor proporción de fondos obtienen alfas (α) positivos y gammas (γ) negativos. Hecho que nos da a entender que la mayoría de fondos goza de un buen desempeño a nivel de la habilidad de selección de valores, pero un rendimiento mediocre referente a la capacidad de anticipar el mercado. Sin embargo, dicha observación se ve corregida bajo el modelo condicional. Al incluir variables de información pública, la capacidad de anticipación mejora considerablemente al tener más fondos con el parámetro gamma (γ) asociado a un valor positivo y significativo estadísticamente.

Al analizar el efecto de los flujos de los fondos, observamos que a nivel general la inclusión de esta variable ayuda a la significancia estadística

del parámetro gamma (γ) asociado a la capacidad de anticipar el mercado. Con lo cual, los fondos estarían teniendo un impacto positivo sobre la medición de desempeño de los fondos. Ello de acuerdo a la hipótesis de Gallagher y Jarnecic (2002). Más aún, cuando consideramos la inclusión de los flujos de los fondos y las variables de información pública, el modelo de medición de desempeño obtiene un mayor número de coeficientes estadísticamente significativos. A nivel general, se desprende inicialmente que los fondos mutuos de renta fija presentan habilidad de selección, poca habilidad para anticipar los cambios del mercado y rebalancear la cartera de bonos y el flujo de los fondos tiene un impacto positivo sobre el rendimiento, una vez ajustado por riesgo.

Tabla 3. Análisis de fondos mutuos de renta fija en Perú

La presente tabla muestra el número de fondos mutuos de renta fija, según modelo analizado, que son estadísticamente significativos al 95% de confianza. El parámetro Alfa (α) nos indica la capacidad de selección de valores que tienen los fondos, Gamma (γ) hace referencia a la capacidad de anticipar el mercado; Lambda (λ) indica el impacto del flujo de los fondos sobre el desempeño de los fondos mutuos de renta fija. Los estadísticos t utilizados para determinar la significancia estadística son calculados por regresiones corregidas por heterocedasticidad.

	Modelo Incondicional (incluye flujo de fondos)			Modelo Incondicional (no incluye flujo de fondos)			Modelo Condicional (incluye flujo de fondos)			Modelo Condicional (no incluye flujo de fondos)		
	Total Ec. [1]	α Ec. [2]	γ Ec. [2]	α Ec. [5]	γ Ec. [5]	λ Ec. [5]	Total Ec. [3]	α Ec. [4]	γ Ec. [4]	α Ec. [6]	γ Ec. [6]	λ Ec. [6]
Negativo & insignificativo	-	2	-	2	-	3	1	-	1	1	1	-
Positivo & insignificativo	2	4	1	-	-	4	2	1	2	-	-	1
Negativo & significativo	5	3	24	5	24	5	6	7	14	7	16	4
Positivo & significativo	21	19	3	21	4	16	19	20	11	20	11	23
Nro. total de fondos	28	28	28	28	28	28	28	28	28	28	28	28

La Tabla 4 nos muestra los promedios a nivel de corte transversal de los coeficientes utilizados como variables condicionales por tipo de estrategia: por maduración (corto / largo plazo) y por moneda (nuevos soles / dólares). La primera característica resaltante, que surge de observar estos resultados, es la distinta reacción que tienen las diversas estrategias de inversión a las variables de información pública. Asimismo, llama la atención, el efecto diferenciado que los flujos de fondos tienen sobre las variables condicionales.

El Panel A de la Tabla 4 analiza los resultados para los fondos mutuos de corto plazo soles. En particular se observa que la variable con mayor importancia es la tasa de bonos soberanos a 10 años, tanto al considerar el flujo de fondos como al no considerarlos. Asimismo, tal como debería esperarse tanto la tasa interbancaria como la tasa de los bonos soberanos tienen un efecto negativo sobre el rendimiento del fondo. Dado que este tipo de fondos invierte principalmente en activos de corto plazo denominados en soles, es comprensible que cualquier movimiento

en las tasas de interés *proxy* de la economía generen efectos negativos sobre el rendimiento del fondo. Luego, al incluir dentro del modelo el control por los flujos de fondos, los coeficientes se mantienen casi invariantes.

Del mismo modo, el Panel B de la Tabla 4, nos muestra los resultados para los fondos de corto plazo dólares. Al igual que el caso anterior, las tasas de interés tienen un efecto negativo sobre la rentabilidad del fondo. Sin embargo, los coeficientes asociados a dichas tasas de interés muestran una mayor magnitud que respecto al caso anterior. En particular la tasa interbancaria. Esta diferencia con respecto al grupo de corto plazo soles, podría deberse a que los fondo de corto plazo en moneda extranjera invierten

principalmente en depósitos a plazo de dicha moneda, siendo las inversiones en certificados de depósito casi nulas. Mientras que los fondos mutuos de corto plazo soles, mantienen una cartera que invierte principalmente en depósitos a plazo y certificados de depósito. Este hecho llevaría a que las carteras de instrumentos de renta fija tengan distintas duraciones, hecho que se estaría viendo reflejado sobre los coeficientes asociados a las tasas de corto plazo, como lo es la interbancaria y las tasas de largo plazo, como la de bonos globales a 10 años. Al igual que el caso anterior, la inclusión de los flujos de fondos en el modelo, no genera mayor distorsión en los resultados.

Tabla 4. Promedios a nivel de corte transversal de los coeficientes del beta condicional por tipo de estrategia de fondo mutuo de renta fija

La presente tabla muestra los promedios a nivel de corte transversal de los coeficientes de las variables condicionales asociados a las variables de información pública. La muestra contiene 28 fondos mutuos de renta fija hábiles en el periodo 06/2008 – 12/2010. Se utilizó un nivel de 95% de intervalo de confianza. Los resultados han sido corregidos por heterocedasticidad. ($p < 0.1$:*, $p < 0.05$:**, $p < 0,01$:***).

Variable	No incluye flujo de fondos Ec. [4]		Incluye flujo de fondos Ec. [6]	
	Coeficiente	t-stat	Coeficiente	t-stat
Panel A: Corto Plazo Soles – Tasa Activa Bancos				
IGBVL	-0.0291***	-37.83	-0.0291***	-37.80
Interbancaria	-3.0426***	-74.48	-3.0419***	-74.55
Soberanos 10yr	-3.8565***	-37.44	-3.8489***	-36.96
EMBI	-0.0001***	-13.07	-0.0001***	-12.83
Panel B: Corto Plazo Dólares – Depósitos a plazo				
IGBVL	0.3270***	10.84	0.3205***	10.59
Interbancaria	-21.2621***	-27.84	-21.3643***	-27.98
Globales 10yr	-9.6657***	-3.58	-9.8122***	-3.62
EMBI	-0.0022***	-8.14	-0.0022***	-8.2
Panel C: Largo Plazo Soles				
IGBVL	0.5528***	5.31	0.5562***	5.33
Interbancaria	-146.9780***	-40.57	-146.5280***	-39.28
Soberanos 10yr	-212.6610***	-30.60	-211.2940***	-27.12
EMBI	0.0125***	13.93	0.0124***	13.75
Panel D: Largo Plazo Dólares				
IGBVL	1.7377***	7.84	1.7319***	8.29
Interbancaria	-1.0266	-0.25	6.5626	1.58
Soberanos 10yr	71.5526***	11.24	78.7488***	11.51
EMBI	-0.0063***	-7.79	-0.0076***	-8.92

En la misma línea, en el Panel C se muestran los resultados para los fondos mutuos de renta fija que siguen una estrategia de inversión sobre activos denominados en soles y con una maduración mayor a 1 año. Llama la atención la magnitud de los coeficientes asociados a las tasas de interés y a los signos asociados a las otras dos variables. En este caso, se observa que la tasa de bonos soberanos a 10 años afecta negativamente y en mayor proporción que la tasa interbancaria. Ello nos da cierta aproximación para poder inducir que en promedio los fondos mutuos de largo plazo soles son más sensibles a la tasa de interés de largo plazo, pero no se ven tan afectados por cambios en la tasa de corto plazo. Asimismo, los fondos mutuos de largo plazo en soles muestran una relación positiva, como abría de esperarse, y mayor sensibilidad con respecto al diferencial del EMBI, que los fondos de corto plazo. Si bien la magnitud del coeficiente es mucho menor a los asociados a las tasas de interés, es intuitivo reconocer el efecto del riesgo país sobre el rendimiento de los fondos mutuos de largo plazo soles.

Finalmente, el Panel D muestra los resultados a nivel de corte transversal para los fondos mutuos de largo plazo dólares. En este caso, los resultados son marcadamente diferenciados a los casos anteriores, en donde la tasa de bonos soberanos a 10 años recibe un coeficiente positivo, la interbancaria resulta no significativa estadísticamente y el diferencial del EMBI resulta con coeficiente negativo. Resultados contra intuitivos que nos indicaría que el rendimiento de los fondos mutuos de largo plazo tendría una relación positiva con el movimiento de tasas. Las razones detrás de estos resultados desconcertantes, podrían estar alineados con las características de los bonos emitidos en dólares. Dada la historia de la economía peruana, marcada fuertemente por la inflación, gran cantidad de los bonos corporativos emitidos por las principales empresas del país están denominados en dólares. Asimismo, dado el nivel de iliquidez del sistema, las estrategias de los fondos mutuos están basadas principalmente en estrategias de buy-and-hold. Uniendo estas dos observaciones, podríamos conjeturar que los fondos mutuos de

largo plazo dólares, son vistos como un activo de mejor calidad que replica el ritmo de la economía. Ello podría explicar su relación positiva con las tasas de interés y revelar cierta intuición sobre el caso del IGBVL, que resulta significativo y con un coeficiente mayor a los casos anteriores.

La Tabla 5 nos presenta las distintas estadísticas descriptivas de corte transversal para los diferentes valores de los parámetros asociados a las habilidades de los gestores de fondos. Están ordenadas a nivel panel-columna de acuerdo a las estrategias de inversión y a nivel de panel-filas según los modelos de medición utilizados.

El Panel A muestra los resultados para los fondos mutuos de corto plazo soles, en donde se obtiene un alfa positivo, indicando que en promedio los fondos con dicha estrategia de inversión obtienen 1.15% de rendimiento anual ajustado por riesgo superior a un benchmark pasivo. Asimismo, resalta que la capacidad de anticipación resulta negativa cuando se utiliza el modelo condicional. En el caso del modelo incondicional, los valores asociados al parámetro gamma resultan positivos y altos, hecho que indica un buen desempeño en la capacidad para anticipar el mercado. Del mismo modo, en el Panel B, se observa que los fondos mutuos de corto plazo dólares, quienes carecen de capacidad para poder seleccionar aquellos activos de mayor calidad a otro de mismas características. En promedio, dichos fondos ofrecen -0.01% de rendimiento anual ajustado por riesgo, por debajo del rendimiento de los depósitos a plazo en la misma moneda. En este caso, se sigue cumpliendo con una capacidad de anticipación mediocre bajo el modelo incondicional, pero dicha capacidad mejora al incluir las variables de información pública.

Para el caso de los fondos mutuos de largo plazo, estos llegan a tener un rendimiento por encima del mercado menor a los de corto plazo. Siendo de -0.03% de rendimiento anual por encima del benchmark para el caso de los fondos en soles y de -0.02% para el caso de los fondos en dólares. Llama la atención que tanto para los fondos mutuos de soles y dólares de largo plazo, la capacidad de anticipación al mercado resulte en coeficientes gamma negativos, hecho que significaría que no habría corrección por

información pública, los gestores de fondos no tendrían capacidad para anticipar movimientos en las variables macroeconómicas base.

Los resultados de la Tabla 5, corroboran las hipótesis iniciales según las cuales los fondos de largo plazo, debido a la estrategia de inversión que siguen y consecuente universo de bonos en el cual invierten, tienen menores capacidades para rebalancear su cartera en un mercado de renta fija poco líquido como lo es el peruano y en consecuencia mostrar menores habilidades de sincronización con el mercado que los fondos de corto plazo.

Finalmente, al controlar el desempeño de los fondos mediante sus flujos respectivos, tal y como se aprecia en la Tabla 6, estos resultan ser significativos pero a la vez son estadísticamente

muy pequeños para el caso de los fondos mutuos de corto plazo, pero sumamente significativos para el caso de los fondos mutuos de largo plazo, en particular aquellos denominados en dólares.

De lo anterior, se desprende además, que la inclusión de los flujos de fondos tiene una secuela poco relevante sobre las variables analizadas anteriormente. En cuanto a la capacidad de selección, la mejora es nula. Sin embargo, tomando en consideración la capacidad de anticipación, el efecto de la mala anticipación de los fondos sobre el mercado es corregido pero de manera poco significativa por los flujos de los fondos. Dicha capacidad se ve incrementada pero no lo suficiente como para poder anticipar al mercado y por ende lograr un mejor desempeño.

Tabla 5. Habilidad de selección (*selection ability*) y habilidad de anticipación (*market timing*) por tipo de estrategia de fondo mutuo de renta fija

La presente tabla muestra las estadísticas descriptivas para los 28 fondos mutuos de renta fija analizados, para comparar las habilidades de selección (*selection ability*) y anticipación de mercado (*market timing*) de acuerdo a cada tipo de fondo. El parámetro alfa (α) está expresado en por ciento (1.00=1%) e indica el rendimiento ajustado por riesgo que se brinda por encima del benchmark utilizando únicamente la habilidad de selección. El parámetro gamma (γ) indica la habilidad para anticipar el mercado, mientras más positivo sea el número, mayor capacidad posee el tipo de fondo en promedio. ($p < 0.1$.*; $p < 0.05$.*; $p < 0.01$.***).

	Panel A: Corto Plazo Soles		Panel B: Corto Plazo Dólares		Panel C: Largo Plazo Soles		Panel D: Largo Plazo Dólares	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
Modelo Incondicional (no incluye flujo de fondos) -- Ec. [2]								
α	1.1465 ***	33.07	-0.0117 ***	-109.19	-0.0254 ***	-61.37	-0.0146 ***	-59.28
γ	43.8000 ***	36.63	-24.9982 ***	-25.73	-582.0149 ***	-15.76	-153.7808 ***	-38.56
Modelo Condicional (no incluye flujo de fondos) -- Ec. [4]								
α	-0.2456 ***	-19.15	-0.0123 ***	-98.35	-0.0292 ***	-88.25	-0.0154 ***	-59.73
γ	-5.0530 ***	-11.23	10.3438 ***	9.93	-202.0379 ***	-8.95	-146.2636 ***	-30.26
Modelo Incondicional (incluye flujo de fondos) -- Ec. [5]								
α	1.1457 ***	34.37	-0.0117 ***	-109.49	-0.0283 ***	-73.01	-0.0155 ***	-59.89
γ	43.8186 ***	38.14	-24.1615 ***	-24.31	-141.208 ***	-4.49	-136.9765 ***	-30.49
Modelo Condicional (incluye flujo de fondos) -- Ec. [6]								
α	-0.2482 ***	-19.31	-0.0123 ***	-98.27	-0.0292 ***	-87.42	-0.0162 ***	-60.39
γ	-5.1449 ***	-11.43	10.0242 ***	9.64	-199.0227 ***	-8.71	-133.4182 ***	-25.40

Tabla 6. Habilidad de selección (selection ability) y habilidad de anticipación (market timing) y efecto del flujo de los fondos, por tipo de estrategia de fondo mutuo de renta fija

La presente tabla muestra las estadísticas descriptivas para los 28 fondos mutuos de renta fija analizados, para comparar las habilidades de selección (selection ability) y anticipación de mercado (market timing) de acuerdo a cada tipo de fondo. El parámetro alfa (α) está expresado en por ciento (1.00=1%) e indica el rendimiento ajustado por riesgo que se brinda por encima del benchmark utilizando únicamente la habilidad de selección. El parámetro gamma (γ) indica la habilidad para anticipar el mercado, mientras más positivo sea el número, mayor capacidad posee el tipo de fondo en promedio. La influencia del flujo de los fondos sobre los mismo está representado por el coeficiente lambda (λ). ($p < 0.1$:*, $p < 0.05$:**, $p < 0,01$:***).

	Panel A: Corto Plazo Soles		Panel B: Corto Plazo Dólares		Panel C: Largo Plazo Soles		Panel D: Largo Plazo Dólares	
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat
Modelo Incondicional (incluye flujo de fondos) -- Ec. [5]								
α	1.1457 ***	34.37	-0.0117 ***	-109.49	-0.0283 ***	-73.01	-0.0155 ***	-59.89
γ	43.8186 ***	38.14	-24.1615 ***	-24.31	-141.2080 ***	-4.49	-136.9765 ***	-30.49
λ	-0.9110 ***	-20.12	-45.1709 ***	-3.18	1693.7800 ***	12.78	250.0657 ***	9.61
Modelo Condicional (incluye flujo de fondos) -- Ec. [6]								
α	-0.2482 ***	-19.31	-0.0123 ***	-98.27	-0.0292 ***	-87.42	-0.0162 ***	-60.39
γ	-5.1449 ***	-11.43	10.0242 ***	9.64	-199.0227 ***	-8.71	-133.4182 ***	-25.40
λ	0.0288 *	1.80	25.7945 ***	4.35	18.4708	0.54	263.9711 ***	9.44

V. Conclusiones

La presente investigación ha analizado la capacidad de los fondos mutuos de renta fija de Perú para lograr mayores beneficios en comparación con el desempeño de un benchmark de referencia. Los resultados obtenidos indican que en promedio los fondos mutuos de renta fija ofrecen un beneficio superior al benchmark de mercado, sin embargo dicho rendimiento ajustado por riesgo superior no permite la obtención de resultados extraordinarios.

A pesar de que los fondos condicionales controlan por varios factores que pueden sesgar el resultado del desempeño, la conclusión general es que muchos de las observaciones realizadas en otros mercados no se cumplen necesariamente en el caso peruano. Variables macroeconómicas como inflación o PBI tienden a no ajustar el rendimiento de los fondos, los cuales se ven explicados en mejor forma por el comportamiento de las tasas de interés y rendimiento de la bolsa de valores de Lima. Siendo las tasas de interés: interbancaria, tasas de los bonos globales y bonos soberanos a 10 años las variables de información pública más importantes. La importancia de una variable más que otra, depende del tipo de fondo que se busque analizar. Información histórica sobre las tenencias y composición de la cartera de los fondos, ayudaría a brindar mayor claridad sobre los resultados contra intuitivos encontrados en esta sección.

En referencia a las capacidades observadas de los gestores de fondos mutuos de renta fija, los resultados exponen que en promedio los fondos mutuos no muestran una capacidad de selección positiva y en la mayoría de los casos se presenta una capacidad de anticipar el mercado negativa. Asimismo, como se esperarí, los fondos mutuos de largo plazo poseen una capacidad de anticipación al mercado menor que los fondos de corto plazo. Hecho derivado de la estrategia de inversión que llevan en el mercado de instrumentos de deuda peruano, el cual se caracteriza por ser muy poco líquido. Sin embargo, se observa que en los casos de tener un beta negativo, el efecto de una mala anticipación del mercado se ve corregida por el efecto de los flujos de fondos, que en la mayoría de los casos fue estadísticamente significativo pero con muy poco efecto sobre la corrección de dicha anomalía.

Finalmente, es importante recalcar que una de las mayores trabas para la presente investigación, fue la escasa data financiera del mercado de instrumentos de deuda en Perú, así como la corta historia del mercado de fondos mutuos. De esta manera, a medida que el mercado financiero en Perú se fortalezca y se pongan a disposición series financieras que abarquen un mayor número de años, estudios como éste podrán ampliar el enfoque de análisis y estudiar temas como el efecto de las comisiones y la persistencia en el desempeño.

BIBLIOGRAFÍA

- BAKS, K., A. Metrick, y J. Wachter
2001 «Should investors avoid all actively managed mutual funds? A study in Bayesian performance evaluation». *Journal of Finance* 56, pp. 45-85.
- BECKER, C., W. Ferson, D. Myers y M. Schill
1999 «Conditional market timing with benchmark investors», *Journal of Financial Economics*, vol. 52, no. 1, pp. 119-48.
- BLAKE, C. R., E. J. Elton, y M. J. Gruber
1993 «The performance of bond mutual funds». *Journal of Business* 66, pp. 371-403.
- BUSSE, Jeffrey y Paul Irvine
2006 «Bayesian Alphas and Mutual Fund Persistence». *Journal of Finance* 61, pp. 2251-88.
- BERGGRUN, Luis y Fernando Jaramillo
2009 Performance Persistence: the Case of Colombia's Pension and Severance-Pay Funds. Mimeo.
- BLUME, M., D. Keim, y S. Patel
1991 «Returns and volatility of low-grade bonds 1977-1989». *Journal of Finance*, 46(1), pp. 49-74.
- CARHART, M. M.
1997 «On persistence in mutual fund performance». *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- CARLSON, Robert S.
1970 «Aggregate Performance of Mutual Funds 1948-1967». *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 5, pp. 1-32.
- CASTILLO B., Paul & Lama, C. Ruy
1998 «Evaluación de portafolio de inversionistas institucionales: fondos mutuos y fondos de pensionistas». *Revista Estudios Económicos*, Banco Central de Reserva del Perú, issue 3, pp. 1-38.
- CHEN, Y., W. Ferson y H. Peters
2006 The timing ability of fixed income mutual funds, working paper Boston College.
- CICI, Gjergji y Scott Gibson
2010 The Performance of Corporate-Bond Mutual Funds: Evidence Based on Security-Level Holdings. Working Paper.
- CORNELL, Bradford, y Kevin Green
1991 «The investment performance of low-grade bond funds». *Journal of Finance* 46, pp. 29-48.
- COMER, G.
2006 Evaluating bond fund sector timing skill., working paper, Georgetown University.
- DANIEL, K., M. Grinblatt, S. Titman, y R. Wermers
1997 «Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks». *Journal of Finance* 52, pp. 1035-58.
- DRITSAKIS, N. C. Grose y L. Kalyvas
2006 «Performance aspects of Greek bond mutual funds». *International Review of Financial Analysis* 15 (2006) pp. 189-202.
- EDELEN, R.
1999 «Investor flows and the assessed performance of open-end mutual funds». *Journal of Financial Economics*, vol. 53, no. 3, pp. 439-66.
- ELTON, Edwin, J. Martin, J. Gruber, Sanjiv Das y Matthew Hlavka
1993 «Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios». *Review of Financial Studies* 6, pp. 1-22.
- ELTON, E., M. J. Gruber y C. R. Blake
1995 «Fundamental economic variables, expected returns and bond fund performance». *Journal of Finance* 50, 1229-56.
- ELTON, Edwin, J. Martin, J. Gruber y Christopher R. Blake
1996 «The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance». *Journal of Business* 69, pp. 133-158.
- FERSON, Wayne E. y Rudi W. Schadt
1996 «Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions». *Journal of Finance* 51, pp. 425-61.
- FERSON, W., T. Henry y D. Kisgen,
2006 «Evaluating Government bond fund performance with stochastic discount factors». *Review of Financial Studies* 19, pp. 423-55.
- GALLAGHER, David y Elvis Jarnecic
2002 «The Performance of Active Australian Bond Funds». *Australian Journal of Management*, Vol. 27 No. 2. Diciembre de 2002.
- GEBHARDT, William R., Soeren Hvidkjaer y Bhaskaran Swaminathan
2005 «Stock and bond market interaction: Does momentum spill over?». *Journal of Financial Economics* 75, pp. 651-90.
- GRINBLATT, M. y S. Titman
1992 «The Persistence of Mutual Fund Performance». *Journal of Finance* 47, pp. 1977-84.
- 1989 «Portfolio performance evaluation: old issues and new insights». *Review of Financial Studies* 2, 393-421.

- GRUBER, Martin J.
1996 «Presidential Address: Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds». *Journal of Finance* 51, pp. 783-810.
- GULTEKIN N. y R. Rogalski
1995 «Government bond returns, measurement of interest rate risk, and the arbitrage pricing theory». *Journal of Finance*, 40: pp. 43-61.
- GUTIERREZ, R., W. Maxwell y D. Xu
2009 «On Economies of Scale and Persistent Performance in Corporate-Bond Mutual Funds» (1 de diciembre de 2009). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1133959>.
- HENDRICKS, Darryll, Jayendu Patel y Richard Zeckhauser
1993 «Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of performance». *Journal of Finance* 48, pp. 93-130.
- HUIJ, Joop y Marno Verbeek
2007 «Cross-Sectional Learning and Short-Run Persistence in Mutual Fund Performance». *Journal of Banking and Finance* 31, pp. 973-97.
- HUIJ J. y J. Derwall
2008 «Hot hands in bond funds». *Journal of Banking & Finance* 32, pp. 559-72.
- JENSEN, M. C.
1968 «The performance of mutual funds in the period 1945-1964». *Journal of Finance* 23, pp. 389-416.
- KAHN, R. N.
1991 «Bond performance analysis: A multi-factor approach». *Journal of Portfolio Management*, 18: pp. 40-47.
- KAHN R. N. y A. Rudd
1995 «Does historical performance predict future performance?». *Financial Analysts Journal* 51: pp. 43-52.
- KEIM, Donald B.
1983 «Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence». *Journal of Financial Economics* 12.
- KNEZ P., R. Litterman y J. Scheinkman
1994 «Explorations into factors explaining Money market returns». *Journal of Finance*, 49: pp. 1861-82.
- LITTERMAN R. y J. Scheinkman
1991 «Common factors affecting bond returns». *Journal of Fixed Income*, 1: pp. 54-61.
- MALIK Magdon-Ismael y Amir Atiya
1999 «A bayesian approach to estimating mutual fund returns», Conference publications: *Computational Finance (CF99)*.
- MONETA, Fabio
2009 Measuring bond mutual fund performance with portfolio characteristics, working paper, Queen's University.
- MORNINGSTAR
2008 Construction Rules for Morningstar Bond Index Family. Morningstar methodology paper. Version 2.1. 17 de noviembre de 2008.
- MUGA, L., A. Rodriguez y R. Santamaria
2007 «Persistence in Mutual Funds in Latin American Emerging Markets: The Case of Mexico». *Journal of Emerging Market Finance* 6(1), pp. 1-37.
- PÁSTOR, L. y R. Stambaugh
2002 «Mutual fund performance and seemingly unrelated assets». *Journal of Financial Economics* 63, pp. 315-49.
- PÄTÄRI, Eero J.
2009 «Do Hot Hands Warm the Mutual Fund Investor? The Myth of Performance Persistence Phenomenon». *International Research Journal of Finance and Economics* ISSN 1450-2887 Issue 34 (2009). EuroJournals Publishing, Inc.
- SAWICKI, J. y F. Ong
2000 «Evaluating managed fund performance using conditional measures: Australian evidence». *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 8, no. 3-4, pp. 505-28.
- SHARPE, William F.
1966 «Mutual Fund Performance». *Journal of Business* 39, pp. 119-38.
- TONG J.
2011 Fondos Mutuos en el mercado de valores del Perú: ¿Una oportunidad de inversion? Tesis Doctoral inédita, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Deusto, España.
- TREYNOR, J. y K. Mazuy
1966 «Can mutual funds outguess the market?». *Harvard Business Review*, vol. 44, pp. 131-6.
- UMAÑA, B., M. Vargas y N. Rivera
2008 Análisis de la industria argentina de fondos comunes de inversión (2000-2007). Evolución, Concentración y Persistencia.

UMAÑA, Ferruz y Vargas

2009 «¿Es predecible la rentabilidad de los fondos mutuos chilenos? Análisis de la industria y de su persistencia en rentabilidad». Revista Panorama.

WARTHER, V.

1995 «Aggregate mutual fund flows and security returns». *Journal of Financial Economics*, vol. 39, no. 2-3, pp. 209–35.

WERMERS, R.

2000 «Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transaction costs, and expenses». *Journal of Finance* 55, pp. 1655-95.

WERMERS, R.

2006 «Performance evaluation with portfolio holdings information». *The North American Journal of Economics and Finance* 17, pp. 207-30.

Apéndice: Construcción de la familia de índices

Cálculo del rendimiento

Existen tres ecuaciones básicas para calcular el rendimiento de bonos individuales y sobre los índices: rendimiento total, rendimiento del precio y retorno por interés. Donde el rendimiento total es la suma del rendimiento obtenido por el precio y por el interés.

Tenemos que el retorno total desde el día 0 hasta el día t se define como:

$$RT_{0,t} = \frac{Pc_t - Pc_0 + AI_t - AI_0 + IC_{0,t}}{Pd_0} \quad [A.1]$$

Donde Pc_0 es el precio limpio el día 0, Pc_t es el precio limpio el día t, Pd_0 es el precio sucio el día 0, AI_0 es el interés corrido el día 0, AI_t es el interés corrido el día t y $IC_{0,t}$ es el efectivo recibido durante el día 0 y el t incluyendo la reinversión del cupón.

Entonces el rendimiento entre el día t y el día t-1 esta dado por:

$$RT_{t-1,t} = \left(\frac{RT_{0,t} + 1}{RT_{0,t-1} + 1} - 1 \right) \times 100 \quad [A.2]$$

En donde el retorno del precio se basa en la apreciación que sufre el precio limpio sobre el precio sucio. De [A.1] el retorno del precio entre el día 0 y el día t puede ser separado como:

$$RP_{0,t} = \frac{Pc_t - Pc_0}{Pd_0} \quad [A.3]$$

Y el retorno por interés está dado por:

$$RI_{0,t} = \frac{AI_t - AI_0 + IC_{0,t}}{Pd_0} \quad [A.4]$$

Hay dos componentes del retorno por la tasa de interés: apreciación del interés corrido y la reinversión del cupón durante ese periodo. En cualquier momento entre pago de cupones, el vendedor debe recibir parte del cupón que será recibido en la siguiente fecha, monto conocido

como interés corrido. De no haber algún pago de cupones durante el periodo, el componente IC es 0.

El componente IC entre el día 0 y el día t se puede calcular como:

$$IC_{0,t} = CF_{0,t} \times \left(1 + DCT_{0,t} \cdot \frac{R}{360} \right) \quad [A.5]$$

Donde $CF_{0,t}$ es el flujo de caja del cupón entre el día 0 y el día t, $DCT_{0,t}$ es el número de días entre la ultima fecha de pago del cupón y el día t y R_t es la tasa de descuento de los cupones.

Ponderación del índice

Para la presente investigación, la familia de bonos desarrollada utiliza una ponderación basada en la capitalización de mercado. Donde las ponderaciones son fijadas semestralmente. Cada índice es rebalanceado cada 6 meses, hecho que nos permite que el índice refleje la oferta de bonos en los cuales se puede invertir. Para los estadísticos a obtener a partir de una cartera de bonos, las ponderaciones de un bono se definen por la ponderación diaria del mercado junto con el monto remanente a la fecha de corte o rebalanceo. De modo tal que el valor de mercado del bono i esta dado por:

$$w_{i,t} = (P_{i,t} + IC_{i,t}) \times Q_{i,t} \quad [A.6]$$

Donde $P_{i,t}$ es el precio limpio del bono en la fecha de corte, $IC_{i,t}$ es el interés corrido del bono i en la fecha de corte y $Q_{i,t}$ es la cantidad remanente del bono i en la fecha t. Con lo cual, el peso total del índice se calcula de la siguiente manera:

$$W = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \quad [A.7]$$

Donde n es el número total de bonos en el índice. De modo tal que el peso del bono i dentro del índice esta dado por:

$$\omega_i = \frac{w_{i,t}}{W} \quad [A.8]$$

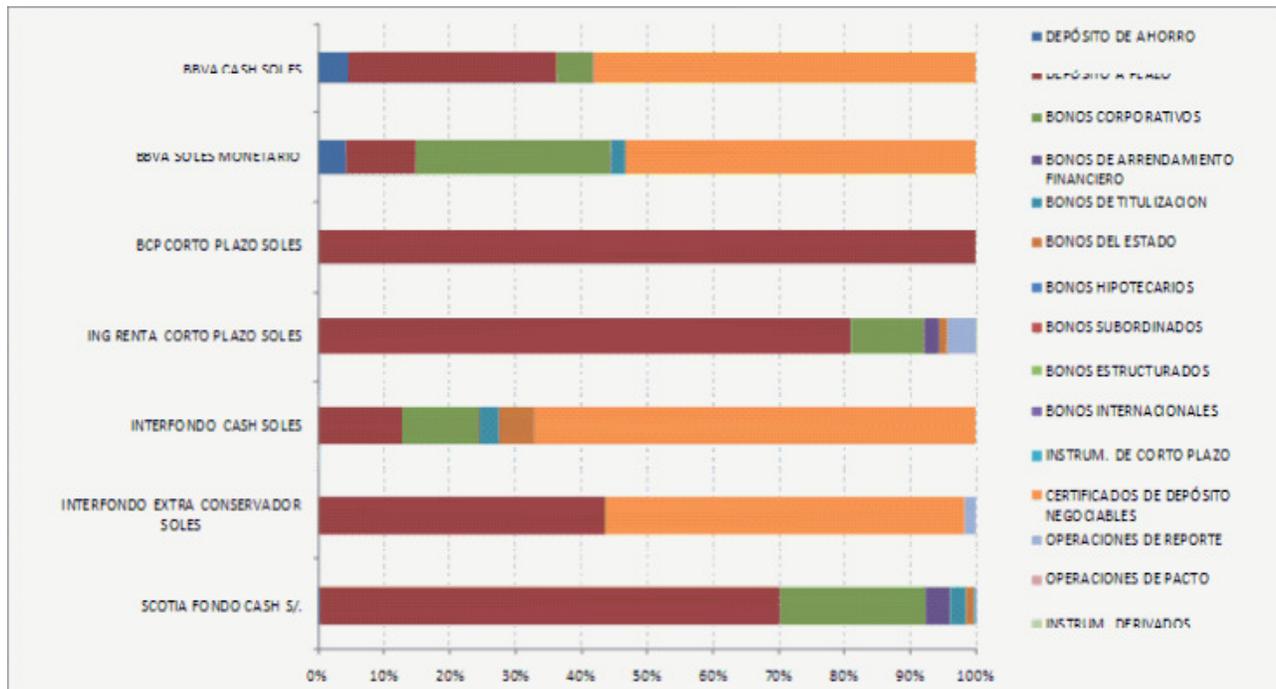
Anexos

Anexo 1: Periodo de alcance de la data

Variable	Descripción	Fecha Ini.	Fecha Fin
USDS_90d	Tasa CDs BCRP dólares a 90d	29/05/2008	31/12/2010
PEN_90d	Tasa CDs BCRP soles a 90d	28/08/2008	31/12/2010
IGBVL	Indice general de la BVL	02/01/1996	31/12/2010
Interbank	Tasa interbancaria	22/01/1996	31/12/2010
10yrGlobalUSD	Bonos Globales 10yr	13/12/2005	31/12/2010
10yrSoberanoPEN	Bonos Soberanos 10yr	30/11/2005	31/12/2010
BBV_c_usd	BBVA cash dolares FMIV	09/10/2008	31/12/2010
BBV_c_pen	BBVA cash soles	09/10/2008	31/12/2010
BBV_corp_usd	BBVA corporativo dólares	27/10/2006	15/05/2009
BBV_m_usd	BBVA dolares monetario FMIV	21/12/1999	31/12/2010
BBV_m_pen	BBVA soles monetario	27/09/2005	31/12/2010
BBV_t_pen	BBVA tesorería soles	27/05/2003	15/05/2009
BPC_cp_usd	BPC cortoplazo dolares	23/10/1998	31/12/2010
BPC_cp_pen	BPC cortoplazo soles	23/10/1998	31/12/2010
ING_cp_usd	ING cortoplazo dolares	30/12/2008	31/12/2010
ING_cp_pen	ING cortoplazo soles	12/12/2008	31/12/2010
ITF_c_usd	Interfondo cash FMIV	11/09/2001	31/12/2010
ITF_c_pen	Interfondo cash soles	19/06/2008	31/12/2010
ITF_e_usd	Interfondo extra conservador dolares	14/11/2008	31/12/2010
ITF_e_pen	Interfondo extraconservador soles	14/11/2008	31/12/2010
SCT_c_usd	Scotiafondo cash dolares	27/07/2000	31/12/2010
SCT_c_pen	Scotiafondo cash soles	14/05/2001	31/12/2010
BBV_usd	BBVA dolares FMIV	09/10/1997	31/12/2010
BBV_pen	BBVA Soles FMIV	09/10/1997	31/12/2010
BBV_vip_usd	BBVA vip FMIV	05/06/2002	31/12/2010
BPC_cns_usd	BPC conservador dolares	18/03/1996	31/12/2010
BPC_cns_pen	BPC conservador soles	01/03/2007	31/12/2010
ING_ren_usd	ING renta fund	03/05/2005	31/12/2010
ING_ren_pen	ING renta soles	16/02/2006	31/12/2010
ITF_plus_usd	Interfondo plus dolares	31/10/2002	31/12/2010
ITF_rf_pen	Interfondo RF clasico soles	01/03/2002	31/12/2010
ITF_rf_usd	Interfondo RF FMIV	01/09/1997	31/12/2010
PIN_rf_usd	Promoinvest RF dólares	12/04/1999	26/12/2005
SCT_p_usd	Scotia fondo premium dolares	22/01/1996	31/12/2010
SCT_p_pen	Scotia premium soles	12/04/2007	31/12/2010

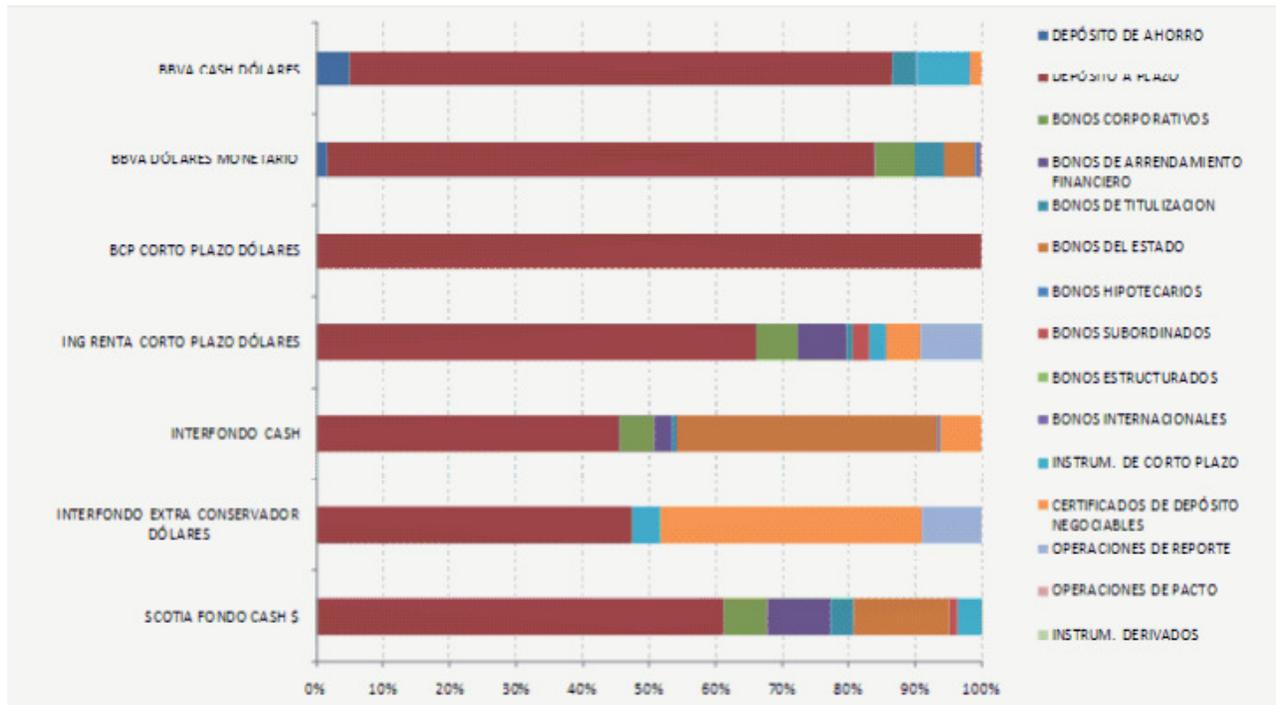
Anexo 2: Composición fondos mutuos de corto plazo

Gráfico A1. Fondos Mutuos Soles Corto Plazo, distribución de inversiones por instrumento



Fuente: Reporte Mensual Julio 2010 - CONASEV.

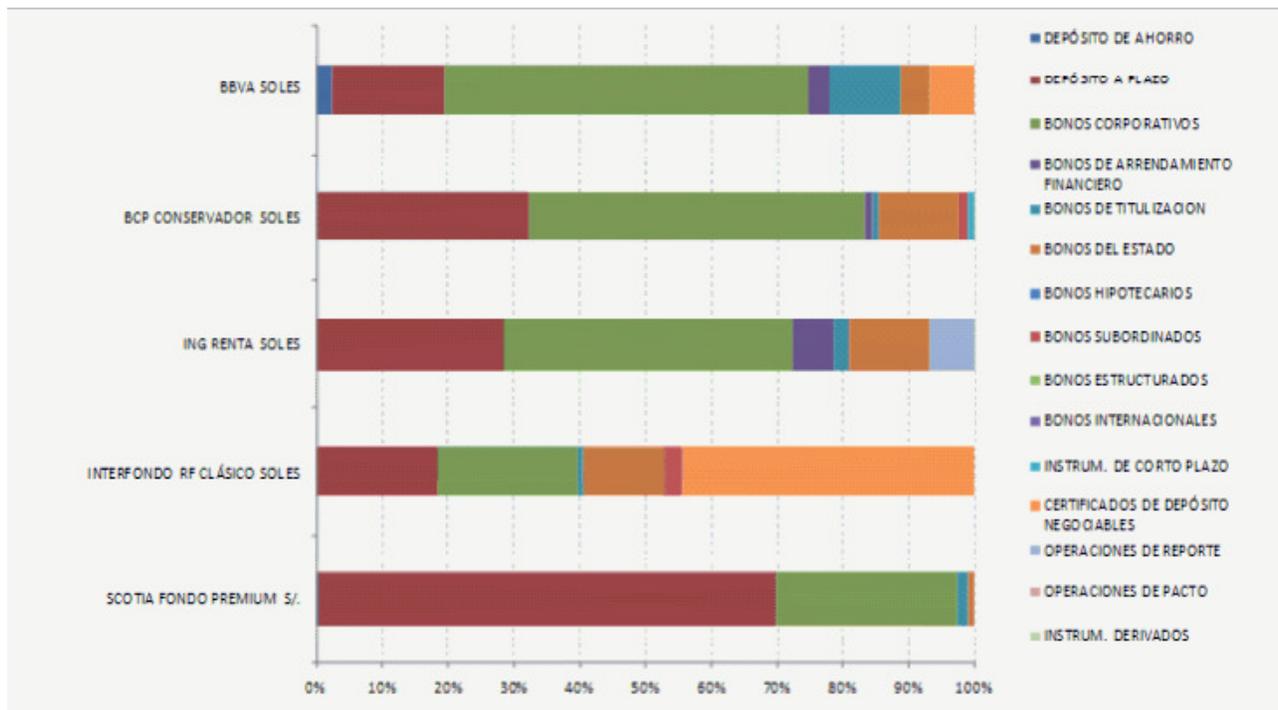
Gráfico A2. Fondos Mutuos Dólares Corto Plazo, distribución de inversiones por instrumento



Fuente: Reporte Mensual Julio 2010 - CONASEV.

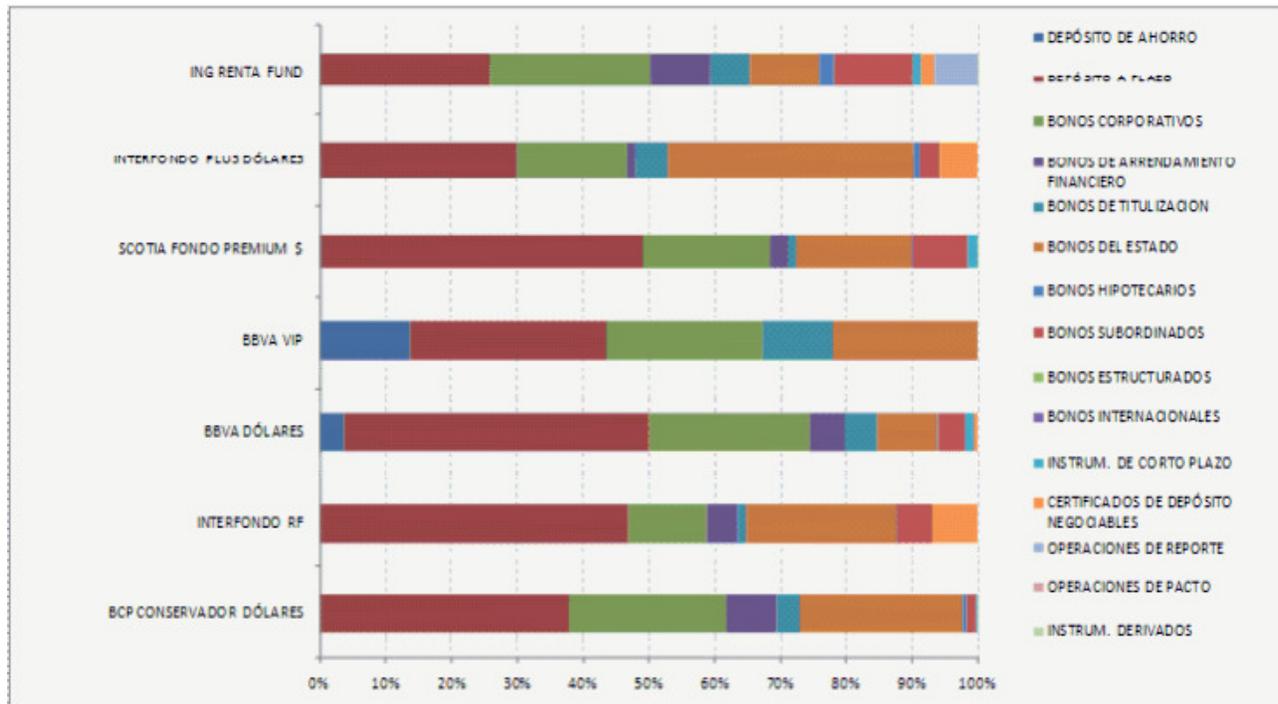
Anexo 3: Composición fondos mutuos de largo plazo

Gráfico A3. Fondos Mutuos Soles Largo Plazo, distribución de inversiones por instrumento



Fuente: Reporte Mensual Julio 2010 - CONASEV.

Gráfico A4. Fondos Mutuos Dólares Largo Plazo, distribución de inversiones por instrumento



Fuente: Reporte Mensual Julio 2010 - CONASEV.