

EL SISTEMA DE CAPITALIZACIÓN URUGUAYO 1996 – 2010: UN ESTUDIO DE RIESGOS FINANCIEROS

María Nela Seijas

INTRODUCCIÓN

La rentabilidad del Fondo de Ahorro Previsional en el sistema de capitalización individual es uno de los factores más importantes en la determinación del quantum de la futura prestación jubilatoria de los trabajadores uruguayos. A su vez, el estudio de la volatilidad de los rendimientos previsionales resulta clave para estimar la evolución de los futuros beneficios del sistema.

El presente estudio identifica las principales fuentes de transmisión de la volatilidad de los retornos previsionales desde su inicio en junio de 1996. El análisis estará enmarcado en el enfoque de Fijación de Precios de Arbitraje y se realizará utilizando modelos econométricos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH) y algunas de sus extensiones.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 están contenidos los antecedentes del sistema de capitalización individual uruguayo. En la sección 3 se analiza el enfoque de la teoría de precios de arbitraje así como de los modelos de heterocedasticidad condicional utilizados en el trabajo. En la sección 4 se realiza la revisión de literatura sobre estudios multifactoriales de valuación de activos financieros, mientras que en la sección 5 se incluye la evolución del sistema de capitalización en sus quince años de existencia. En la sección 6 se realiza el análisis econométrico, mientras que en la sección 7 se muestran los principales resultados obtenidos y en la sección 8 se incluyen las conclusiones del análisis.

1. ANTECEDENTES

El sistema previsional mixto vigente en Uruguay fue creado por la Ley 16.713 del 03/09/1995 y está constituido por un régimen de solidaridad intergeneracional administrado por el Banco de Previsión Social y un

régimen de ahorro individual, gestionado por las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAP). Este último régimen es regulado y supervisado por el Banco Central del Uruguay (BCU).

La ley citada establece que los fondos previsionales deben invertirse siguiendo criterios de seguridad, rentabilidad, diversificación y compatibilidad de plazos, atendiendo a los límites de inversión establecidos por leyes y decretos.

Habiendo cumplido recientemente quince años de vigencia, el régimen de capitalización individual uruguayo se encuentra en plena fase de crecimiento, dado que la mayoría de las jubilaciones comenzarán a solicitarse a partir del año 2020.

En ese sentido, dado que el pilar de capitalización aún no ha alcanzado su madurez, es altamente probable que el horizonte temporal de las inversiones realizadas en este periodo hayan tenido en cuenta que una parte importante de los fondos estarán en manos de las AFAP por un tiempo menor al esperable, una vez que todos los participantes del sistema hayan sido incorporados desde el inicio de su vida laboral. Este hecho, a su vez, debiera de haber jugado un rol no despreciable en la elección de la cartera hasta el presente. La relación entre el riesgo asumido y el rendimiento de los fondos disponibles en este lapso inicial de funcionamiento del sistema estaría influenciada de una forma particular que no será necesariamente válida una vez alcanzada su madurez, en relación a lo teóricamente esperado. En consecuencia, el impacto relativo de los determinantes de la volatilidad de los retornos promedio en el período analizado en el presente trabajo puede resultar diferente al que se registre en el futuro. A pesar de lo anterior, el análisis es pertinente para la evaluación de lo ocurrido hasta el presente, mientras que la identificación de los principales generadores de la volatilidad de los retornos resulta válida también a futuro.

A la fecha del presente trabajo, existían cuatro AFAP, que administraban cada una un Fondo de Ahorro Previsional (FAP), cuya valuación diaria es controlada por el BCU. Al respecto, al final de cada día hábil se determina un valor cuota representativo de la valuación del portafolio previsional de cada AFAP, guarismo que se concibe como el instrumento para determinar la participación del afiliado en el fondo de ahorro previsional y también para el cálculo de la rentabilidad, a partir de

la determinación del respectivo valor cuota promedio mensual, de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$VC_{pn} = \frac{\sum VC_n}{\sum diashabilas_n} \quad (1)$$

donde VC_{pn} = valor cuota promedio de un cierto FAP en el mes n

VC_n = valor cuota diario de un cierto FAP correspondiente al mes n

Por otro lado, el valor cuota promedio mensual del sistema –promedio ponderado del valor cuota promedio mensual de cada FAP en base al valor del FAP-, insumo principal para el cálculo de la rentabilidad del régimen, es calculado todos los días hábiles por el BCU, institución que está a cargo asimismo de la publicación de los guarismos de rentabilidad previsional. El cálculo del valor cuota promedio mensual VC_{psn} se detalla a continuación, donde FAP_{pn} es el FAP promedio mensual de cada AFAP en el mes n, suponiendo la existencia de N fondos.

$$VC_{psn} = \frac{\sum VC_{pn} * FAP_{pn}}{\sum^N FAP_{pn}} \quad (2)$$

En particular, la tasa de rentabilidad bruta nominal mensual del sistema es el porcentaje de variación mensual del valor promedio de la cuota de un mes respecto al valor promedio de la cuota del mes anterior:

$$RBNM_{sn} = \frac{VC_{psn}}{VC_{ps(n-1)}} - 1 \quad (3)$$

Por otro lado, las rentabilidades brutas nominales anuales del sistema se determinan en base a la siguiente fórmula:

$$RBNA_{sn} = \frac{VC_{psn}}{VC_{ps(n-12)}} - 1 \quad (4)$$

En junio de 1996, las AFAP comenzaron a recibir mensualmente las transferencias de aportes jubilatorios desde el Banco de Previsión Social correspondientes a los trabajadores incorporados al régimen de ahorro

individual. En ese momento se fijó el valor cuota en \$100 (pesos uruguayos cien). La cantidad de cuotas que tiene el afiliado aumenta mensualmente con cada nuevo aporte y el valor de las cuotas varía diariamente según la rentabilidad obtenida por las inversiones del FAP. Esta práctica es de fundamental importancia, debido a que el estudio de la trayectoria temporal de la rentabilidad promedio de los fondos previsionales, así como su grado de volatilidad, reflejan la potencialidad del pilar de capitalización individual como complemento de los ingresos que recibirán los trabajadores del pilar administrado por el BPS al llegar a su etapa pasiva. Por otra parte, el conocimiento del impacto relativo de los diferentes componentes que determinan la variabilidad de la rentabilidad de los fondos puede constituirse en un insumo relevante para guiar potenciales modificaciones futuras en el marco regulatorio de las AFAP, brindando información valiosa a los hacedores de política. En este punto, resulta importante señalar que la cartera previsional administrada ha estado constituida prácticamente en su totalidad por instrumentos de renta fija, predominando la deuda pública, habiendo representado los valores de renta variable no más del 1% de los fondos bajo administración durante la vigencia del régimen.

El trabajo que se sintetiza a continuación constituye el primer aporte en esa dirección. La dinámica de los retornos previsionales observada durante 1996-2010 es analizada por medio de modelos econométricos que permiten cuantificar la volatilidad registrada por los rendimientos del sistema e identificar asimismo sus principales determinantes. A esos efectos, se utiliza la variación del valor cuota promedio del sistema como indicador del rendimiento medio, con una frecuencia mensual. Simultáneamente, se analiza el comportamiento de las diversas variables que explican la evolución de los FAP en el marco de la teoría del arbitraje y por tanto inciden en la estructura del riesgo-retorno de los mismos.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Enfoque APT

El planteo teórico utilizado en este trabajo para explicar cómo se determinan los rendimientos de las inversiones previsionales y su volatilidad es la Teoría de Fijación de Precios de Arbitraje (APT - Arbitrage Pricing Theory). Esta teoría, desarrollada originalmente por Stephen Ross en 1976 es, junto con el modelo de fijación de precios de activos de capital (CAPM - Capital Asset Pricing Model), una de las dos teorías más influyentes en el estudio de la valuación de activos financieros. En particular, el modelo APT plantea que la incertidumbre sobre los retornos de los activos tiene dos fuentes: el entorno macroeconómico, común a cualquier activo, y las características específicas del emisor del activo. El modelo APT describe el mecanismo por el cual el arbitraje¹ efectuado por los inversores lleva a la convergencia del precio desequilibrado de un activo a su precio esperado de acuerdo con el modelo. Nótese que bajo un verdadero arbitraje, el inversor está garantizando una ganancia, mientras que bajo el arbitraje APT, el inversor está garantizando una ganancia esperada, por lo que el modelo APT asume un "arbitraje de las expectativas".

El riesgo sistemático es la base teórica para desarrollar los dos modelos de fijación de precios de activos financieros comentados. Lo que los diferencia es cómo se representa y cuantifica ese riesgo sistemático. Para el CAPM, ese riesgo está representado por el portafolio de mercado. Por otro lado, el APT, con una visión más amplia, considera que existen otros factores de riesgo sistemático, además del ya mencionado. En definitiva, el modelo APT es más amplio que el CAPM al manejar factores múltiples y, de hecho, este último puede verse como un caso especial del primero. Esta situación supone que un modelo multifactor se aproxima mejor a la realidad.

En el modelo APT, el retorno extra de un activo i frente a la tasa libre de riesgo - $R_i = r_i - r_f$ - respondería a la siguiente ecuación:

¹ Un arbitraje es la explotación de diferencias en la fijación de precios del mercado entre dos o más activos de forma de obtener beneficios económicos libres de riesgo.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_F + e_i \quad (5)$$

donde R_F es el retorno extra del factor sistemático F sobre la tasa libre de riesgo, α_i y β_i son parámetros que cuantifican el valor de R_i cuando R_F es 0 y su sensibilidad ante cambios en los factores sistemáticos, respectivamente y e_i es el factor específico o idiosincrático asociado a las especificidades no observables de cada activo.

El modelo sencillo planteado en (1) es plausible de ser extendido incorporando diversos elementos. En primer lugar, la consideración de un portafolio en lugar de un único activo es generalmente necesaria a la hora de la implementación empírica del modelo. En este caso, la tasa de retorno esperada global será la suma ponderada de las tasas de rendimiento esperadas correspondientes a cada activo, debiéndose entonces analizar qué factores inciden en la determinación de los ponderadores respectivos. En ese contexto, es posible además definir el grado óptimo de diversificación del portafolio como aquel en el que el riesgo global asociado al emisor es nulo. Esto es, la diversificación elegida es tal que dichos riesgos específicos se compensan entre sí. En particular, un portafolio compuesto por una cantidad de activos tal que la participación individual sea suficientemente pequeña determinará que el aporte de este componente a la volatilidad total sea despreciable.

En efecto, si se construye un portafolio bien diversificado, se elimina el riesgo no sistemático y, en consecuencia, los retornos no sistemáticos. En este caso, se puede afirmar que el retorno de dicho portafolio debería tener la siguiente formulación:

$$R_p = \alpha_p + \beta_p R_F \quad (6)$$

siendo R_p el retorno extra de un portafolio bien diversificado.

Al respecto, se demuestra que α_p debe ser igual a 0 para todo portafolio bien diversificado ya que, de otra manera, se podrían hacer combinaciones lineales de distintos portafolios y obtener un retorno extranormal sin asumir mayores riesgos o, en otras palabras, habría

posibilidad de arbitraje. De aquí se obtiene que la relación anterior se transforme en la siguiente:

$$R_p = \beta_p R_F \quad (7)$$

Sustituyendo la definición de retorno extra se obtiene que:

$$r_p - r_f = \beta_p (r_F - r_f) \quad (8)$$

Dado que los inversores no conocen en forma ex ante el retorno de los distintos portafolios, la relación anterior debe ser planteada en términos de las expectativas de los inversores, dada la información de que disponen (I), de forma tal que la ecuación (4) se transforma en:

$$E\left(\frac{r_p}{I}\right) = r_f + \beta_p \left[E\left(\frac{r_F}{I}\right) - r_f \right] \quad (9)$$

Nótese que por definición $E\left(\frac{r_f}{I}\right) = r_f$ y que $E\left(\frac{r_F}{I}\right) = r_F$

Una segunda dirección en la que se puede extender el modelo (1) refiere a la desagregación del factor macroeconómico (F) que se asume que afecta la percepción de un activo financiero y por lo tanto su tasa de retorno, en las múltiples fuentes de riesgo que lo componen. El modelo APT no propone cuáles son esos factores económicamente relevantes, sino que sólo establece que hay una relación entre los mismos y los rendimientos de los activos financieros. En este sentido, la determinación de riesgos financieros realizada por Fabozzi (1995) se constituye en una referencia inevitable del elenco de riesgos relevantes a ser enfrentados por los inversores de bonos en los mercados financieros. Dicha clasificación incluye las siguientes categorías de riesgo:

Riesgo de tasa de interés: resulta de la dependencia existente entre la tasa de interés del bono y el valor del cupón y por tanto del precio del bono. El impacto relativo dependerá de varias características de la emisión, como ser la tasa de cupón; el vencimiento; las opciones incrustadas en el título, entre otros. El precio de un bono típicamente va a cambiar en la dirección opuesta a un cambio en las tasas de interés,

siendo entonces considerado como el riesgo enfrentado de mayor importancia por el inversor.

Riesgo de reinversión: surge de la asunción que se realiza en el cálculo del rendimiento de un bono respecto a la reinversión de los flujos de caja. El riesgo de reinversión es la variabilidad en la tasa de reinversión de una estrategia dada debido a cambios en las tasas de interés de mercado, es decir, considerando que la tasa de interés de los flujos de caja intermedios pueda bajar. El riesgo de reinversión es más grande para períodos de mantenimiento más largos, así como para bonos con flujos de caja tempranos, y significativos, como con altas tasas de cupón.

Riesgo call: se relaciona a la provisión que poseen muchos bonos permitiendo que el emisor retire o "llame" (call) todo o parte de la emisión antes de su vencimiento. El emisor usualmente mantiene este derecho de forma de tener flexibilidad para refinanciar el bono en el futuro si la tasa de interés de mercado cae por debajo de la tasa de cupón. Aún cuando el inversor es compensado por tomar este riesgo a través de un precio más bajo o un rendimiento más alto, no es sencillo determinar que esta compensación sea suficiente. En cualquier caso, los retornos de un bono con *call-risk* van a ser dramáticamente diferentes de aquellos obtenibles de un bono *non-callable*.

Riesgo de default: refiere a la eventualidad de que el emisor de un bono no pueda honrar los pagos de principal e intereses oportunamente. Este riesgo se mide en base a las calificaciones asignadas por las principales calificadoras de riesgo internacionales, que determina en definitiva una prima de riesgo país. Debido a este riesgo, los bonos con riesgo de default se comercializan en el mercado a un precio que es más bajo que los valores del Tesoro americano comparables, que se consideran libres de riesgo de default.

Riesgo de inflación: surge por la variación del valor de los flujos de caja de un título debido a la inflación, medido en términos de poder de compra. Con excepción de los bonos a tasa variable, un inversor está expuesto a riesgo inflacionario porque la tasa de interés que promete el emisor está fijada para toda la vida del valor.

Riesgo de tipo de cambio: exclusivo de los bonos denominados en una moneda diferente a la moneda base, se asocia al valor efectivo de los

flujos de caja en dicha moneda, ya que las variaciones en el tipo de cambio son desconocidas ex ante.

Riesgo de liquidez: depende de la facilidad con la que un título pueda ser vendido a un precio exacto o cercano a su valor nominal. La primera medida de liquidez es el tamaño del diferencial entre el precio de compra y el de venta propuestos por un dealer. A mayor diferencial, mayor es el riesgo de liquidez. Para un inversor que planea mantener el bono hasta el vencimiento, el riesgo de liquidez es menos importante.

Riesgo de volatilidad: derivado de las opciones incrustadas en el título. Depende de diversos factores y, en especial, del nivel de tasas de interés. Uno de dichos factores es la volatilidad esperada de las tasas de interés.

Riesgo-riesgo: se asocia al desconocimiento del verdadero riesgo de un título valor, ocasionado principalmente por la mayor complejidad de instrumentos financieros existentes en el mercado de valores, no siempre conocidos por los administradores de portafolios.

Riesgo de evento: resulta de la eventualidad de cambios drásticos en la capacidad de pago del emisor, tanto del principal como de los intereses, debido a imponderables, a cambios normativos u otros eventos no esperados, como sería el caso de una reestructura corporativa.

Riesgo de cambios en la pendiente de la curva de rendimientos de referencia: es el riesgo de experimentar un cambio adverso en las tasas de interés de mercado asociado con la inversión en un instrumento de renta fija. Este riesgo corresponde tanto a un achatamiento como a un empinamiento de la curva de rendimientos, que es el resultado de tasas cambiantes entre bonos comparables de diferentes plazos al vencimiento.

Riesgo tributario: originado en cambios inesperados en la regulación e implementación de la política tributaria que tenga impacto sobre los inversores financieros.

La categorización anterior refiere a inversiones financieras de renta fija en genérico. Su aplicación al caso de los fondos previsionales uruguayos, sin embargo, implica la no consideración de algunos de los riesgos listados, como es el caso de los riesgos call, de volatilidad, evento y del riesgo-riesgo. Ello se debe a las características de los instrumentos incorporados a la cartera previsional, que no revisten la complejidad

observada en los mercados financieros internacionales y son básicamente de deuda pública. En este punto, es necesario aclarar, como se expresó anteriormente, que esta cartera es básicamente de renta fija, ya que la presencia de instrumentos de renta variable históricamente no ha sido mayor al 1% del total del portafolio.²

La siguiente formulación resume los factores de riesgo generales a considerar a priori en el trabajo, donde $E(r_p)$ es el retorno esperado del portafolio previsional, r_f es la tasa de rendimiento libre de riesgo, F1 es el factor de riesgo tasa de interés, F2 es el factor de riesgo reinversión, F3 es el factor de riesgo de default, F4 es el factor de riesgo inflacionario, F5 es el factor de riesgo tipo de cambio y F6 es el factor de riesgo de cambios en la pendiente de la curva de rendimientos:

$$E(r_p) - r_f = \beta_1 \epsilon_{F1} + \beta_2 \epsilon_{F2} + \beta_3 \epsilon_{F3} + \beta_4 \epsilon_{F4} + \beta_5 \epsilon_{F5} + \beta_6 \epsilon_{F6} \quad (10)$$

La existencia de arbitraje postulada por la teoría APT implica que no se requiere considerar el universo de activos financieros, esto es, el portafolio de mercado, para someter a prueba la pertinencia de la teoría al caso bajo estudio, como sería necesario bajo el enfoque CAPM, sino sólo el subconjunto de factores de interés, simplificando el análisis empírico sustancialmente. Su aplicabilidad a casos específicos, sin embargo, es viable sólo cuando el inversor puede identificar un número razonable de factores explicativos del riesgo enfrentado y una medición adecuada de la prima de riesgo esperada para cada factor. Con ello será posible medir la sensibilidad del rendimiento -y la volatilidad- del activo con relación a cada factor por medio del uso de técnicas estadísticas idóneas.

El estudio de los rendimientos de los FAP puede hacerse a través de la especificación de un modelo estadístico que permita aproximar la evolución de su media condicional a los factores discutidos en los párrafos anteriores. Para ello es necesario estudiar las características generales del proceso estocástico subyacente. En particular, dado que el foco de interés en este trabajo es el análisis de la volatilidad de dichos rendimientos, la

² No se incluye el riesgo liquidez en el modelo dadas las dificultades para su medición.

modelización de la varianza del proceso es el centro de atención del estudio.

2.2. Modelos de Heterocedasticidad condicional

2.2.1. Esquemas univariados

Los estudios sobre el comportamiento de precios y rendimientos de activos financieros, constatan generalmente que la volatilidad de esos fenómenos no se mantiene constante a lo largo del tiempo, sino que existen momentos de alta volatilidad, seguidos de otros períodos de relativa calma, lo que se conoce como clusters de volatilidad, cuya existencia implica que las perturbaciones al proceso son transmitidas a futuro a través de su impacto sobre dichos clusters. Lo anterior se refleja en el modelo estadístico por medio de la especificación de la varianza condicional como un proceso autorregresivo. Este tipo de modelos se conoce como ARCH, introducidos originalmente por Robert Engle en 1982 y posteriormente generalizados a modelos GARCH (Bollerslev; 1986). El modelo ARCH(q) supone que la volatilidad de un período depende de los errores cometidos siguiendo el modelo de hasta q períodos anteriores. Su formulación es la siguiente:

$$(11) r_t = \mu + a_t \quad \text{con} \quad (12) \mu = E(rt / X_t) \quad \text{y}$$

$$(13) a_t = \text{perturbación} = \delta vt; \quad vt \sim N(0,1) \quad \text{por lo que}$$

$$(14) a_t \sim N(0, \delta_t^2) \quad \text{siendo}$$

$$(15) \delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2$$

Al tratarse de un modelo para la varianza, los coeficientes del polinomio de orden q deben cumplir ciertas restricciones que garanticen que la varianza condicional es siempre positiva: $\alpha_0 > 0, \alpha_j \geq 0$.

La generalización a los modelos GARCH implica que la varianza condicional posee también un componente de medias móviles. La expresión de un modelo GARCH(p,q) es la siguiente:

$$(16) r_t = \mu + a_t \quad (17) \mu_t = E(rt / Xt) \quad (18) a_t = \delta vt; vt \sim N(0,1)$$

$$(19) a_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$(20) \delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2 + \beta_1 \delta_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \delta_{t-p}^2$$

Las restricciones necesarias para garantizar varianza positiva para todo t son: $\alpha_0 > 0, \alpha_j \geq 0, \beta_j \geq 0$. En particular, el modelo GARCH(1,1) ha resultado exitoso al modelizar la volatilidad de series financieras con datos de alta frecuencia.

La estimación de los modelos ARCH o GARCH resulta compleja debido a las restricciones de no negatividad en los parámetros. Además, los modelos ARCH-GARCH se caracterizan por una respuesta simétrica de la volatilidad actual a innovaciones positivas y negativas. En otras palabras, innovaciones que sean iguales en valor absoluto -independientemente de su signo- implican el mismo impacto en la varianza condicional δ_t^2 . Sin embargo, la dinámica de los mercados financieros parece indicar que la volatilidad de los rendimientos resulta de diferente magnitud ante noticias negativas (caídas de precios) que positivas (subas de precios).

En 1991, Nelson propuso el modelo GARCH exponencial (EGARCH), para considerar efectos asimétricos entre retornos positivos y negativos en el manejo de series de tiempo financieras. Este modelo utiliza la varianza condicional logarítmica para levantar la restricción de no negatividad de los coeficientes del modelo. La especificación del modelo EGARCH(1,1) es la siguiente:

$$(20) r_t = \mu + a_t \quad (21) \mu_t = E(rt / Xt) \quad (22) a_t = \delta vt; vt \sim N(0,1)$$

$$(23) a_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$(24) \log \left(\frac{\delta_t^2}{\delta_{t-1}^2} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{a_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right) + \beta_1 \log \left(\frac{\delta_{t-1}^2}{\delta_{t-1}^2} \right) + \theta_1 \left(\left| \frac{a_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| \right)$$

Si $\theta_1 > 0$, este proceso genera *clustering* o agrupamiento de volatilidades.

Si $\alpha_1 \neq 0$, el impacto es asimétrico. Si $\alpha_1 < 0$, existen efectos *leverage*, es decir que la volatilidad de los retornos registra una mayor variación ante perturbaciones negativas que positivas de los mismos.

Adicionalmente, se consideran en el trabajo extensiones de los modelos descritos anteriormente. Es el caso de los modelos GARCH-M, desarrollados por Engle, Lilien y Robins (1987), que consideran la hipótesis que la volatilidad de los retornos podría afectar el nivel de los mismos, por lo que se incorporan rezagos de la volatilidad como variables explicativas en la ecuación de los retornos. Esta situación es bastante frecuente cuando se aborda la modelización de variables relacionadas con los mercados financieros. La representación de un GARCH-M (1,1) es la siguiente:

$$(25) r_t = \mu + \theta \delta_t^2 + a_t \quad (26) \mu_t = E(rt / Xt)$$

$$(24) a_t = \delta vt; vt \sim N(0,1) \quad (27) a_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$(28) \delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \delta_{t-1}^2$$

Para que el retorno condicional sea positivo, el parámetro θ debe ser estadísticamente significativo y de signo positivo.

También se considera la extensión del modelo asimétrico EGARCH que considera la volatilidad de los retornos como explicativa del nivel de los mismos. A modo de ejemplo, el modelo EGARCH-M (1,1) se representa como sigue:

$$(29) r_t = \mu + \theta \delta_t^2 + a_t \quad (30) \mu_t = E(rt / Xt)$$

$$(31) a_t = \delta vt; vt \sim N(0,1) \quad (32) a_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$(33) \log \left(\frac{\delta_t^2}{\delta_{t-1}^2} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{a_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right) + \beta_1 \log \left(\frac{\delta_{t-1}^2}{\delta_{t-1}^2} \right) + \theta_1 \left(\left| \frac{a_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| \right)$$

2.2.2. Esquemas Multivariados

El modelo VECH-GARCH de Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988) es una generalización del modelo GARCH univariado. Cada varianza y covarianza condicional es una función de todos los rezagos de varianzas y covarianzas condicionales, así como de los rezagos de los retornos al cuadrado y los productos cruzados de los retornos. El modelo se puede representar de la siguiente forma:

$$(34) \text{vech}(H_t) = c + \sum_{j=1}^q A_j \text{vech}(r_{t-j} r_{t-j}') + \sum_{j=1}^p B_j \text{vech}(H_{t-j})$$

donde $\text{vech}(\cdot)$ es un operador que acumula las columnas del sector triangular inferior de la matriz de argumentos al cuadrado, c es un vector $N(N + 1)/2 \times 1$, y A_j y B_j son matrices de parámetros $N(N + 1)/2 \times N(N + 1)/2$. El modelo VECH es muy flexible pero a su vez requiere un gran número de parámetros $(p + q)(N(N + 1)/2)^2 + N(N + 1)/2$, a menos que N sea pequeño.

Debido a ello, los autores presentaron una versión simplificada del modelo, asumiendo que A_j y B_j son matrices diagonales. En este caso, la estimación no es tan dificultosa como en el modelo VECH completo, dado que cada ecuación puede ser estimada separadamente.

Otro modelo que puede ser visto como una versión restringida del modelo VECH es el modelo BEKK-GARCH (Baba-Engle-Kraft-Kroner), que está definido en Engle y Kroner (1995). El modelo se representa como sigue:

$$H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} r_{t-j} r_{t-j}' A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj}$$

Donde A_{kj} , B_{kj} , y C son matrices de parámetros $N \times N$ y C es triangular inferior. En cualquier caso que $K > 1$, surge un problema de identificación, dado que hay varias parametrizaciones que dan como resultado la misma representación del modelo.

3. RESEÑA DE LITERATURA

En referencia a los estudios multifactoriales de valuación de activos financieros con factores de riesgo sistemáticos se pueden distinguir dos líneas diferentes de investigación: los estudios que someten a prueba la pertinencia del modelo APT propuesto por Ross (1976) y que no usan factores preestablecidos sino variables explicativas extraídas de procedimientos de análisis factorial; y los estudios basados en aquella teoría, que usan variables pre-especificadas como factores explicativos, principalmente de naturaleza macroeconómica.

- *utilizando factores no observables – mercados accionarios*

Entre los autores que han utilizado el modelo APT en el mercado accionario de Estados Unidos, se debe destacar a Roll y Ross (1980), quienes trabajando sobre las acciones listadas en NYSE y AMEX³ realizaron una prueba empírica del APT en dos etapas.

Por otro lado, Brown y Weinstein (1983) utilizan los datos de Roll y Ross (1980), obteniendo resultados consistentes con el modelo APT de tres factores propuesto por aquellos. Sin embargo, a partir de la aplicación de experimentos de simulación, Cho et al. (1984) argumentaron que el método usado por Roll y Ross (1980) tiende a sobreestimar el número de factores explicativos en el proceso generador de retornos.

En definitiva, el emblemático estudio realizado por Roll y Ross (1980) a partir de factores no observables así como los estudios posteriores comentados adolecen de un gran defecto, al expresarse sobre la cantidad pero no sobre la identidad de los factores subyacentes identificados en el proceso generador de retornos.

- *utilizando variables pre-especificadas – mercados accionarios*

La controversia en relación a la aplicabilidad del modelo APT con factores no observables ha determinado que muchos autores analicen un modelo con variables macroeconómicas pre-especificadas, siguiendo el estudio de Chen et al. (1986). Estos autores advierten que la teoría de valuación de activos financieros no había determinado en aquel momento los factores que influyen a todos los activos, expresando: "*A rather embarrassing*

³ New York Stock Exchange y American Stock Exchange.

gap exists between the theoretically exclusive importance of systematic "state variables" and our complete ignorance of their identity. The comovements of asset prices suggest the presence of underlying exogenous influences, but we have not yet determined which economic variables, if any, are responsible".

Es así que dicho trabajo explora una serie de diversas variables económico-financieras, pre-especificadas como influencias de tipo sistemático en los retornos de los mercados accionarios. Posteriormente se somete a prueba si estas variables (variación mensual de la producción industrial, premio por riesgo de default, cambios no anticipados en la estructura temporal de tasas de interés, cambios en la inflación esperada e inflación no esperada) podían ser consideradas o no como factores de riesgo sistemático en la valuación de acciones en la Bolsa de Valores de Nueva York. De la misma forma, estos autores realizaron pruebas sobre la pertinencia de incluir en el modelo, como sexta variable, el retorno del portafolio de mercado estimado a través de un índice accionario, revelando una influencia poco significativa en la variabilidad de los retornos accionarios. Este estudio muestra que las primeras tres variables mencionadas son factores de riesgo significativo en la valuación de acciones, mientras que las variables relacionadas con la inflación muestran baja significación estadística. En consecuencia, los autores concluyeron que los retornos accionarios están expuestos sistemáticamente a noticias económicas, son valuados de acuerdo a su exposición a las mismas y que estas noticias pueden ser medidas como innovaciones en variables macroeconómicas, cuya identificación puede ser realizada a través de simple y sencilla teoría financiera.

Este modelo puede ser considerado la base de las nuevas investigaciones aplicando el modelo APT con variables macroeconómicas, en la determinación de los factores determinantes del proceso de generación de retornos en los mercados accionarios.

Según cita Pascale (1999), los autores Sorensen, Mezrich y Thum (1989), de Salomon Brothers, desarrollaron un modelo de riesgos atribuidos, en el que establecen que los factores macroeconómicos que afectan sistemáticamente los rendimientos esperados de las acciones son el crecimiento económico de largo plazo, el ciclo de corto plazo de los negocios, el cambio en el rendimiento en los bonos de largo plazo, el

cambio en el rendimiento de las letras de tesorería de corto plazo, los shocks de inflación, los cambios del dólar frente a otras monedas y un beta del mercado. En su trabajo, informan que este modelo de siete variables explica el 41 % en promedio de los retornos accionarios del mercado de Estados Unidos.

En este sentido, resulta consistente que el precio de los valores accionarios esté relacionado con las características del entorno macroeconómico al que pertenecen, debiendo seleccionarse, en cada mercado, aquellas variables que resulten necesarias para describir el correspondiente estado de la naturaleza.

- *utilizando variables pre-especificadas - spread de economías emergentes*

En el ámbito nacional, Zimet (2007), presentó una primera aproximación al análisis de los determinantes del *spread* que pagan las economías emergentes en el largo plazo utilizando una perspectiva financiera con base en la Teoría de Fijación de Precios de Arbitraje. La hipótesis de partida es que el diferencial de tasas de los títulos soberanos de una economía emergente se determina en función de los riesgos que deben ser cubiertos, de forma de incentivar a los inversores a que destinen la cantidad necesaria de sus portafolios a este tipo de activos. Los riesgos que se toman en cuenta son el riesgo tasa de interés, el riesgo de pendiente en la curva de rendimientos y el riesgo de default. Los resultados permiten afirmar que existe una relación de largo plazo entre el *spread* efectivo y los determinantes incluidos en la relación, señalando la importancia de los fundamentos financieros de los diferenciales de tasas. En referencia a este trabajo, se entiende de utilidad la determinación de los riesgos relevantes al mercado analizado, lo que puede constituirse en una guía a efectos de la determinación de los factores explicativos del proceso generador de retornos en el ámbito financiero uruguayo.

- *utilizando variables pre-especificadas – mercados previsionales*

En referencia a la industria previsional, en 2006 García y García investigaron si la teoría APT y en particular el modelo sugerido por Chen et al. (1986) podía explicar eficientemente la variabilidad de los retornos de los planes de pensiones personales en España entre 1995 y 2003, así como identificar sus fuentes de riesgo. A efectos de comparar el

desempeño de ambos modelos, los autores especificaron modelos de regresión a semejanza de los utilizados por Fama y MacBeth (1973). Los resultados de su análisis muestran que existen dos factores derivados del mercado de renta fija con impacto significativo: los cambios no anticipados en la estructura temporal de las tasas de interés y el premio por el riesgo de default.

Este trabajo se considera de especial relevancia dado que constituye un ejercicio de aplicación de la teoría APT sobre un mercado previsional que, salvando las diferencias con el sistema de capitalización uruguayo, puede constituir un interesante aporte desde el punto de vista de las variables identificadas como explicativas.

- *otros abordajes empíricos – mercados previsionales*

En Uruguay, a la fecha no se han realizado estudios sobre el sistema de capitalización individual enmarcados en la teoría APT como método de valoración de activos. En los trabajos de Falcone et al. (2005) y Pampín et al. (2002) se modeliza el mercado de capitales uruguayo a través de la construcción de diferentes índices de precios de instrumentos financieros factibles de ser incorporados a los portafolios previsionales, incorporando algunos supuestos simplificadores.

Estos abordajes tienen como dificultad que, al intentar replicar el universo de instrumentos existentes en el mercado previsional uruguayo, se constata que no se dispone de índices de precios de todos los tipos de instrumentos ni para todo el período de existencia del sistema. Ello determina la necesidad de agregar los diversos instrumentos, por lo cual se entiende más acertado explicar el proceso generador de retornos en el mercado previsional en función de los factores comunes o sistemáticos presentes en el mismo a partir de la utilización de la teoría económica-financiera.

De manera que, si bien hay escasa experiencia internacional en relación a la aplicación de la teoría APT como modelo de valuación de activos previsionales y, en general, a carteras de renta fija, se entiende que la evidencia existente indica que la importancia de los factores de riesgo estará determinada por la composición de las carteras que, de acuerdo a su estructura y tiempo de maduración, podrá tener un perfil de riesgo-retorno más o menos conservador. No obstante ello, en referencia al

sistema de capitalización uruguayo, con un componente mayoritario de renta fija, se entiende que los resultados obtenidos por García y García (2006) pueden ser absolutamente compatibles con este caso, al que debería sumarse la consideración del factor inflacionario y otros factores específicos de nuestro mercado. Por otro lado, si bien existe un índice representativo del mercado financiero uruguayo –índice bursátil de bonos globales (BVMBG), calculado por la Bolsa de Valores de Montevideo- el mismo no podrá ser utilizado en este trabajo dado que está disponible a partir de 2008.

En la siguiente sección se brinda un análisis de la estructura así como la evolución histórica de la administración de las inversiones del pilar de capitalización uruguayo, lo que servirá de basamento para la selección de los factores de riesgo sistemático a utilizar en el trabajo.

4. LA ADMINISTRACIÓN DE FONDOS PREVISIONALES EN URUGUAY

Como ya se mencionó en la sección 1, los literales de inversión⁴ aplicables a la administración de los fondos previsionales, así como los límites máximos permitidos sobre el total de activos del Fondo de Ahorro Previsional están fijados por la ley madre del sistema (artículo 123). La Tabla 1 reproduce la estructura derivada de ello:

⁴ El activo del Fondo de Ahorro Previsional, en cuanto no sea inmediatamente invertido, debe ser depositado en entidades de intermediación financiera, en cuentas identificadas como integrantes del mencionado Fondo, lo que se identifica como Disponibilidad Transitoria (DT).

Tabla 1. Topes legales de literales de inversión

Literales de Inversión	Topes
A – Valores emitidos por el Estado uruguayo	60%
B - Valores emitidos por el BHU ⁵ y el BCU	30%
C – Depósitos a plazo en m/n o m/e en instituciones de intermediación financiera locales	30%
D - Valores emitidos por empresas públicas o privadas uruguayas o cuotas partes de fondos de inversión uruguayos	25%
E - Valores representativos de inversiones en sectores productivos	20%
F - Colocaciones en instituciones públicas o privadas, garantizadas por las mismas, a efectos de que éstas concedan préstamos personales a afiliados y beneficiarios del sistema de seguridad social	15%
G - Operaciones que tengan por objeto la cobertura de riesgos financieros del fondo de ahorro previsional	10%
H - Valores de renta fija emitidos por organismos internacionales de crédito	15%

Fuente: Ley 16.713.

Algunas especificaciones establecidas en la normativa respecto a los literales se detallan a continuación:

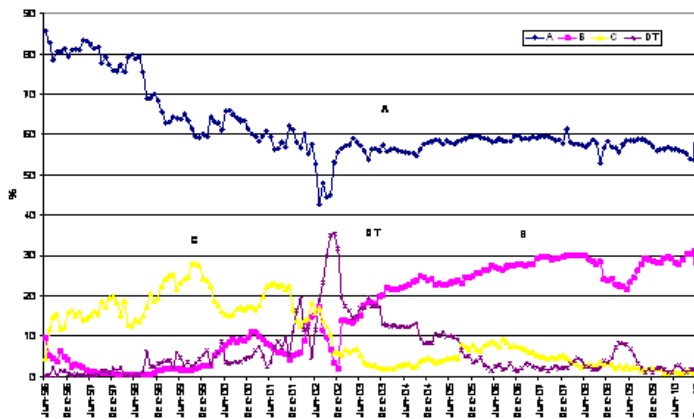
- Literal D) Se requiere que los valores coticen en algún mercado formal y que cuenten con autorización del Banco Central del Uruguay.
- Literal E) Deben reunir condiciones suficientes de retorno y seguridad, estar radicadas en el país y encontrarse debidamente garantizadas según determine la reglamentación del Banco Central del Uruguay.

⁵ Banco Hipotecario del Uruguay.

- Literal F) El plazo de los préstamos personales derivados de estas colocaciones es de hasta dos años de plazo y su tasa de interés no puede ser inferior a la evolución del Índice Medio de Salarios en los últimos doce meses, más cinco puntos porcentuales. El máximo del préstamo en estas condiciones no puede superar los seis salarios de actividad o pasividad.
- Literal G) Deben considerarse las limitaciones y condiciones que establezca el Banco Central del Uruguay.
- Literal H) Debe tratarse de organismos internacionales de crédito de los cuales el país sea miembro, en las condiciones que establezca la reglamentación del Poder Ejecutivo.

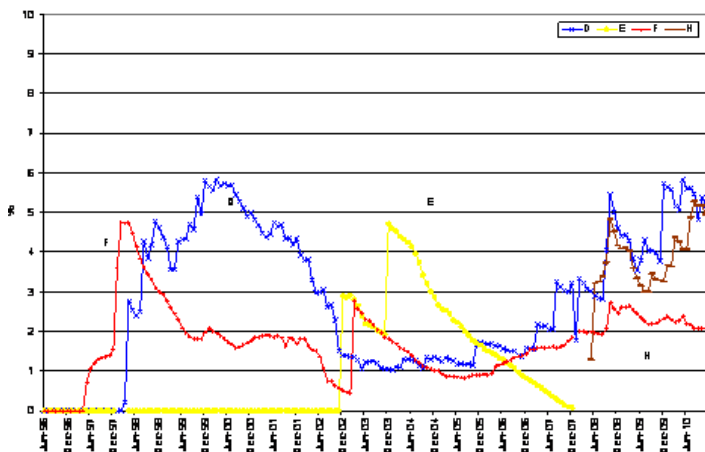
A su vez, la evolución histórica de las inversiones previsionales según literal del artículo 123 de la Ley 16.713 y por moneda en el período analizado, se observan en las figuras 1, 2, 3 y 4 que se muestran a continuación.

Figura 1. Inversiones del FAP según literales Jun-96 – Dic-10



Fuente: Banco Central del Uruguay.

Figura 2. Inversiones del FAP según literales Jun-96 – Dic-10



Fuente: Banco Central del Uruguay.

Al comienzo de la gestión previsional, las inversiones estaban concentradas en deuda pública (literal A), inversiones en los bancos (literal C) y disponibilidades.

A partir de mediados de 1998 se observa una creciente participación de depósitos a plazo en instituciones bancarias residentes, lo que estuvo básicamente fundamentado en el requerimiento banco centralista de que estas inversiones debían asumir la forma de certificados de depósito, lo cual permitía su transacción en los ámbitos bursátiles. Es así que estas inversiones llegaron a representar en 1999 casi el 30 % del FAP.

En el año 1998, las AFAP comienzan a invertir en obligaciones negociables emitidas por empresas privadas (literal D) sujetas a una calificación de riesgo mínima. Si bien estos instrumentos estaban presentes desde la primera redacción de la ley 16.713, la reglamentación y posterior autorización de la actividad de las calificadoras de riesgo por parte del BCU demoró la inversión en estos títulos por parte de las AFAP.

En referencia al literal B), vale decir que al inicio del sistema las inversiones en este literal estaban constituidas únicamente por los títulos valores emitidos por el Banco Hipotecario del Uruguay, de acuerdo al texto legal. A partir de junio-00, a raíz de una modificación a la citada ley, se

incorporaron a este literal los instrumentos emitidos por el BCU, lo que determinó el incremento de las inversiones en este literal de los portafolios previsionales.

Durante la crisis 2002 las AFAP disminuyeron sus posiciones en deuda pública, sustituyéndola por tenencias de efectivo (disponibilidades transitorias), en un marco de creciente aversión al riesgo y disminución de los precios de los valores públicos. En noviembre de 2002 se acordó una operación entre el estado uruguayo y las AFAP, consistente en la adquisición de deuda pública a diez años de plazo denominada en unidades indexadas a la inflación (UI) cuyo contravalor fue la deuda pública uruguaya en dólares con vencimientos próximos que las AFAP poseían en sus portafolios, deuda de los bancos con actividades suspendidas (Banco Caja Obrera, Banco Comercial y Banco de Montevideo) y efectivo. Este canje de deuda pública determinó incrementos en las inversiones de los literales A) y B). A fines de este año se observa asimismo un declive de los depósitos en instituciones financieras, momento en que los bancos comenzaron a tener mayor liquidez propia.

En 2003, con la emisión de la ley de Fideicomisos, se incorporó este nuevo papel a los portafolios previsionales (literal D) que, sin embargo, no tuvo el éxito esperado. Este año también estuvo marcado por la realización de un canje global de deuda pública del gobierno uruguayo, que tuvo impacto sobre el portafolio previsional.

En 2008 se dieron pasos hacia la diversificación del portafolio previsional, dado que las AFAP realizaron las primeras inversiones en instrumentos emitidos por organismos multilaterales de crédito (literal H), logrando disminuir la exposición de su cartera al riesgo país uruguayo.

En dicho año se produjo la caída del banco Lehman Brothers, dando inicio a una crisis financiera de alcance internacional que, a nivel del portafolio previsional uruguayo, provocó un leve desposicionamiento de inversiones en deuda pública (fundamentalmente literal B), hacia una mayor participación de las disponibilidades transitorias, fenómeno que se extendió aproximadamente hasta el primer cuatrimestre de 2009.

Desde diciembre de 2010 se encuentran vigentes las modificaciones introducidas por la ley 18.673 en las reglas de inversión de los fondos

previsionales así como en el cálculo de la rentabilidad. Algunos de los cambios más relevantes son los siguientes:

- se reduce el monto porcentual que se puede invertir en instrumentos emitidos por el gobierno central y el BCU (la suma de los ex literales A y B) hasta el 90% en el año 2010, 85% a partir del primero de enero de 2011, aplicándose una reducción de un 2,5% anual a partir del primero de enero de cada año siguiente, hasta llegar a un 75% en enero de 2015;
- amplía los límites de inversión para los instrumentos de empresas privadas (del 45% al 50%);
- establece un tope para la inversión en instrumentos nominados en moneda extranjera de un 35%;
- permite la inversión en bonos soberanos de países con alta calificación crediticia;
- elimina algunas restricciones sobre la inversión en acciones;
- plantea una nueva forma de cálculo de la tasa de rentabilidad anual, como un tercio de la rentabilidad acumulada real mensual de los últimos treinta y seis meses.

Al 31 de diciembre de 2010, las inversiones del Fondo de Ahorro Previsional estaban compuestas fundamentalmente por valores del Estado uruguayo e instrumentos de regulación monetaria emitidos por el Banco Central, concentrando el 83,85 % del portafolio (literal A). El resto del portafolio estaba integrado por instrumentos del literal D) (6,14%), B) (5,92%), F) (2,11 %) y C) (1,12%) así como Disponibilidad transitoria (0,86 %). A la fecha de la elaboración del presente documento, no se habían registrado históricamente inversiones en el literal G).

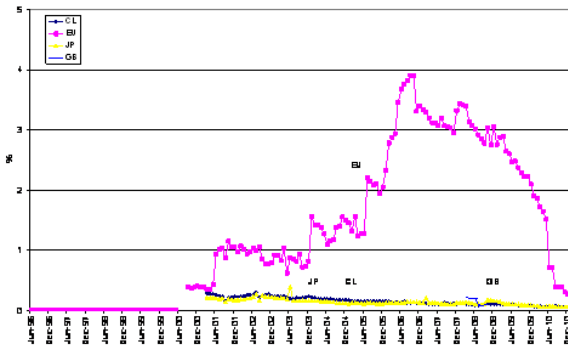
De manera que es posible pensar en varios cambios de importancia del portafolio previsional en el período a analizar, relacionados con modificaciones a nivel regulatorio, canjes de deuda pública, el impacto de las crisis local e internacional en los retornos previsionales, así como con la composición de la canasta de monedas del portafolio administrado, cuya evolución se muestra en las figuras 3 y 4.

Figura 3. Inversiones del FAP según moneda Jun-96 – Dic-10



Fuente: Banco Central del Uruguay.

Figura 4. Inversiones del FAP según moneda Jun-96 – Dic-10



Fuente: Banco Central del Uruguay.

Tabla 2. Descripción de códigos de monedas

Códigos	Descripción
CL	Peso chileno
EU	Euro
JP	Yen
UI	Unidad Indexada
UR	Unidad Reajutable
US	Dólar americano
UY	Peso uruguayo
GB	Libra esterlina

Fuente: Banco Central del Uruguay

La composición por monedas del activo del Fondo de Ahorro Previsional ha sufrido importantes modificaciones desde el inicio del sistema, motivadas por distintos factores. Entre ellos destacan la declinación en el uso de la Unidad Reajutable, la creación de la Unidad Indexada y los cambios en la reglamentación de inversiones, sobre los cuales se brindará una breve reseña.

Por otro lado, las dos operaciones de canje de títulos valores comentadas también impactaron en la canasta de monedas del Fondo, mientras que la evolución del peso uruguayo respecto al dólar afectó asimismo dicha composición.

Al comienzo de la gestión de las AFAP, la mayor parte de las inversiones estaban representadas en dólares americanos, seguidas por instrumentos en pesos uruguayos y en menor medida en unidades reajustables (UR). Nótese que la UR es la moneda de cuenta del sistema -que evoluciona siguiendo el índice medio de salarios de la economía-, en base a la cual se capitalizan los aportes de los trabajadores y se ajustan las prestaciones, por lo que resultaba extremadamente relevante que las AFAP dispusieran de instrumentos en esta moneda. Sin embargo, al no ofrecer un rendimiento atractivo, las administradoras sustituyeron paulatinamente la UR por los dólares americanos en la cartera.

La evolución de las inversiones por moneda hasta 2002 muestra una nítida participación creciente de la moneda extranjera, en detrimento

fundamentalmente de los instrumentos en unidades reajustables y en menor medida, de los activos en pesos uruguayos.

La crisis uruguaya de 2002 representó la mayor concentración de instrumentos en dólares americanos, moneda utilizada tradicionalmente como refugio de valor ante situaciones de inestabilidad financiera. En dicho año el BCU emitió normas que limitaban la posición monetaria de las administradoras, propendiendo a una menor participación del dólar americano y hacia una mayor preponderancia de la moneda nacional. Estas normas sufrieron varias actualizaciones, reduciendo paulatinamente la posición en dólares americanos. En la crisis global 2008-2009, por ejemplo, se registró un nuevo incremento de la posición en dólares americanos, no tan significativa como en la crisis anterior, en detrimento de la participación de la unidad indexada en los portafolios.

El canje de deuda voluntario del gobierno a las AFAP en noviembre de 2002 determinó que el bono del tesoro a largo plazo en Unidades Indexadas emitido en dicha oportunidad representase importantes porcentajes del FAP.

La reseña anterior determina que se consideren las principales monedas del régimen como factores de riesgo que afectan la cartera previsional de manera significativa (pesos uruguayos, dólares americanos y unidades indexadas). El resto de las monedas que integraron el portafolio no ameritan su consideración específica, dadas sus magras participaciones en el portafolio. Por esta razón, se ha efectuado una selección de los principales factores de riesgo que afectan la cartera previsional.

Dado lo expuesto anteriormente, el planteo del modelo de valoración de activos financieros según del modelo APT, expresado en la ecuación (6), tendrá la siguiente formulación para el pilar de capitalización uruguayo:

$$E(R_p - r_f) = \beta_1 E(R_{T6M}) + \beta_2 E(R_{T10Y6M}) + \beta_3 E(R_{UBI}) + \beta_4 E(R_{UI3m}) + \beta_5 E(R_{UI10Y3M}) + \beta_6 E(R_{INFLACION}) + \beta_7 E(R_{DEVAL}) + \beta_8 E(R_{CDUS\$}) + \beta_9 E(R_{CDS\$})$$

donde:

1) R_{T6m} : tasa de retorno mensual de los *Treasuries* americanos a 6 meses;

2) R_{T10Y6M} : *spread* entre la tasa mensual de rentabilidad de los *Treasuries* americanos a 10 años y la tasa mensual de rentabilidad de estos instrumentos a 6 meses;

3) R_{UBI} : porcentaje mensual del costo de financiamiento del Estado uruguayo por encima de la tasa libre de riesgo;

4) R_{UI3M} : tasa mensual de rentabilidad de los instrumentos públicos en Unidades Indexadas a 3 meses;

5) $R_{UI10Y3M}$: *spread* entre la tasa mensual de rendimiento de los instrumentos públicos en UI a 10 años de plazo y la tasa mensual de rendimiento de estos instrumentos a 3 meses de plazo;

6) R_{DEVAL} : tasa mensual de devaluación del peso uruguayo respecto al dólar americano;

7) $R_{INFLACION}$: tasa mensual de inflación doméstica;

8) $R_{CDU\$S}$: tasa mensual de rentabilidad de los certificados de depósito uruguayos en dólares americanos;

9) $R_{CD\$}$: tasa mensual de rentabilidad de los certificados de depósito uruguayos en pesos uruguayos.

En definitiva, considerando el modelo teórico y la información disponible, e identificando cada factor sistemático en términos numéricos para facilitar su explicitación, el modelo estimable de volatilidades será:

$$\delta^2 R_p = \beta_{F1}^2 \delta^2_{R_{F1}} + \beta_{F2}^2 \delta^2_{R_{F2}} + \beta_{F3}^2 \delta^2_{R_{F3}} + \beta_{F4}^2 \delta^2_{R_{F4}} + \beta_{F5}^2 \delta^2_{R_{F5}} + \beta_{F6}^2 \delta^2_{R_{F6}} + \beta_{F7}^2 \delta^2_{R_{F7}} + \beta_{F8}^2 \delta^2_{R_{F8}} + \beta_{F9}^2 \delta^2_{R_{F9}} + 2\beta_{F1}\beta_{F2}\delta_{F1F2} + 2\beta_{F1}\beta_{F3}\delta_{F1F3} + \dots + 2\beta_{F8}\beta_{F9}\delta_{F8F9} + \delta^2 e_p$$

4. ANÁLISIS EMPÍRICO

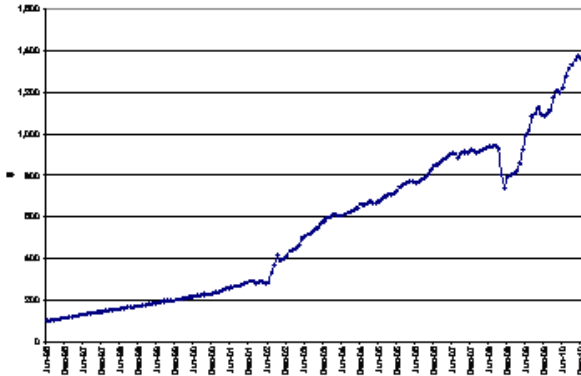
4.1 Análisis descriptivo de las series utilizadas

4.1.1 Esquemas univariados

La variable dependiente – $E(rp)$ – es la tasa de rendimiento mensual del sistema previsional en pesos uruguayos, obtenida a partir de la evolución del valor cuota promedio mensual del sistema de capitalización individual

(VCP), en pesos uruguayos, calculado y publicado por el Banco Central del Uruguay.

Figura 5. VCP \$



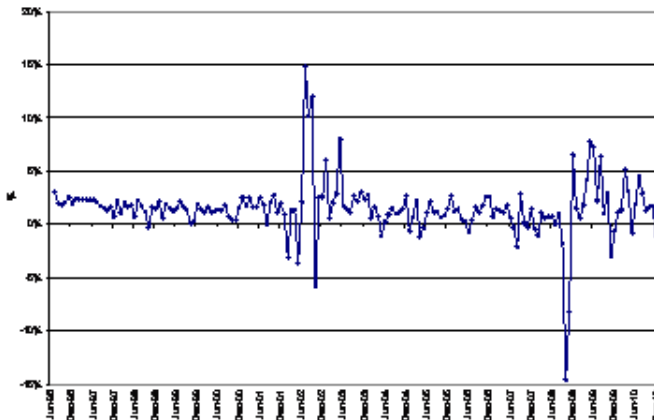
Fuente: Banco Central del Uruguay.

El valor mínimo del valor cuota promedio se observa al inicio del sistema, en junio de 1996, mientras que el valor máximo se ubica en noviembre de 2010. Se trata claramente de una serie no estacionaria, mostrando una nítida evolución al alza prácticamente hasta el final del período analizado, salvo el breve lapso de decrementos debido a la crisis financiera global 2008.

El análisis gráfico de la serie de rentabilidades mensuales, obtenida de acuerdo a la fórmula (3) de la sección 1, muestra patrones claros de *clustering* de volatilidades. Hasta julio de 2002, las rentabilidades no habían observado dispersiones significativas: a partir de dicho mes, alcanzan guarismos cercanos al 15%, continuando con niveles importantes de dispersión hasta mayo de 2003, oportunidad de un macro canje de deuda pública, momento en que retornan a niveles acotados, compatibles con los observados en los primeros años del sistema. En tanto, en octubre de 2008 los rendimientos registran una profunda caída (-15%), exhibiendo no obstante importantes signos de recuperación hacia el final del período. En este sentido, el proceso de recuperación de los precios de los bonos uruguayos luego de la crisis financiera global se inició desde los albores del año 2009, determinando la generación de rentabilidades

significativamente positivas, por encima de los niveles esperables de largo plazo.

Figura 6. Rentabilidad FAP \$ -



Fuente: Banco Central del Uruguay.

Este proceso continuó durante el 2010, con la excepción quizá del mes de mayo, en que los precios de los bonos de los países emergentes fueron afectados negativamente por temores sobre incumplimientos en el pago de deuda de algunos países de la Unión Europea, registrando, no obstante ello, precios récord en noviembre.

Las variables originales tomadas como posibles factores de riesgo en el estudio se definen a continuación, incluyendo su fuente de información así como un gráfico que ilustra su evolución histórica.

I. Instrumentos en dólares americanos

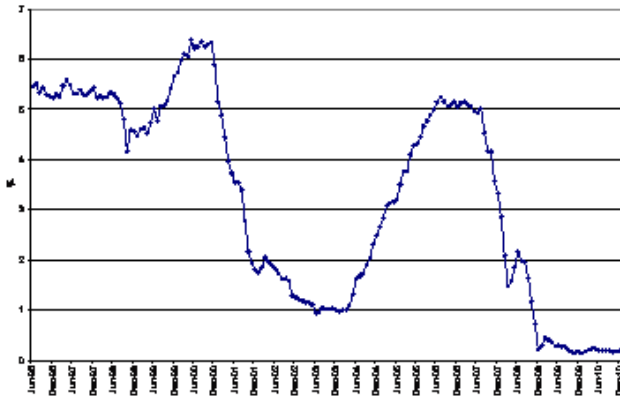
I.1) *Riesgo tasa de interés – riesgo de reinversión en dólares americanos:* la tasa libre de riesgo en esta moneda se medirá a través de la tasa de interés de referencia de los *Treasuries* americanos emitidos por la Tesorería de Estados Unidos a 6 meses (T6M)

Los inversores consideran a las *Treasury Bills* emitidas por el gobierno de Estados Unidos como los instrumentos financieros a corto plazo más seguros a nivel internacional, porque se asume que estos títulos de deuda

no tienen riesgo de default. El tamaño y la liquidez del mercado de *Treasury Bills*, en comparación con otros instrumentos financieros, determina que jueguen un rol significativo en el sistema financiero.

En particular, sus rendimientos a 6 meses constituyen tasas de interés de referencia tanto para la determinación de las tasas internas de la economía norteamericana, como para la fijación del piso del costo de financiamiento en el mercado internacional de capitales. Por otro lado, se evaluó que el uso de la tasa LIBOR en dólares a 6 meses en el período bajo análisis, que podría ser una alternativa de medición, no dista significativamente de la tasa de los *Treasuries* USA a 6 meses, por lo que se opta por realizar el estudio con esta tasa.

Figura 7. *Treasury Bills* 6 meses

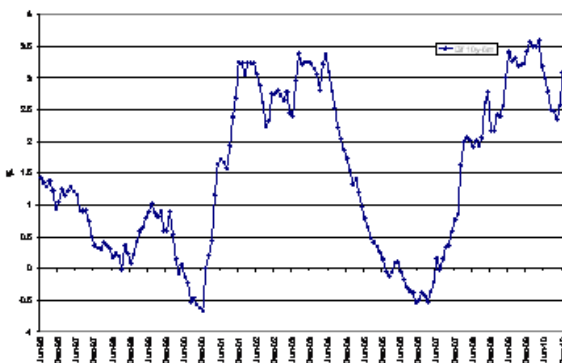


Fuente: United States Department of the Treasury.

En la figura 7 se observan claramente dos períodos de expansión económica en Estados Unidos que impulsaron al alza las tasas de referencia (1996-2000 y jun-04 a jun-07) oscilando entre el 5 y 6 %) mientras que entre 2001 y 2004 las tasas disminuyeron significativamente hasta alcanzar niveles históricos mínimos (1%), para alentar el crecimiento de la economía en períodos de contracción económica. A partir de la crisis de las *subprime*, las tasas volvieron a observar una trayectoria descendente ubicándose al final del período analizado en nuevos mínimos históricos (0,20%-0,50%)

I.2) *Riesgo de cambios en la pendiente de la curva de Estados Unidos*: a efectos de medir el empinamiento o achatamiento de la curva de rendimientos en dólares americanos de instrumentos soberanos de Estados Unidos, se asume que el promedio del plazo de los títulos gubernamentales incluidos en la cartera previsional es de 10 años, por lo que el premio por extensión del plazo se definirá como el *spread* entre la tasa de referencia a 10 años con respecto a la tasa de referencia a 6 meses, tomando como instrumento a los bonos emitidos por la Tesorería norteamericana (T10Y6M).

Figura 8. Diferencial del Tbond a 10 años frente al Tbill a 6 meses



Fuente: United States Department of the Treasury.

La evolución del diferencial de tasas de interés de referencia estuvo determinada básicamente por la trayectoria de los *Treasury Bills* a 6 meses, dado que la política monetaria de Estados Unidos tiene mayor impacto en la tasa de referencia a corto plazo.

En efecto, el mayor diferencial (3%) se observa en el período junio-01 a junio-04 así como entre diciembre-08 a diciembre-10 (2,5-3,5%), épocas de tasas de interés con valores mínimos (especialmente las de más corto plazo), en períodos de gran contracción económica norteamericana. En el tramo intermedio a estos dos períodos, el diferencial entre ambas tasas disminuyó sustantivamente, a consecuencia de las sostenidas subas de tasas de interés de referencia a corto plazo realizadas por la Reserva

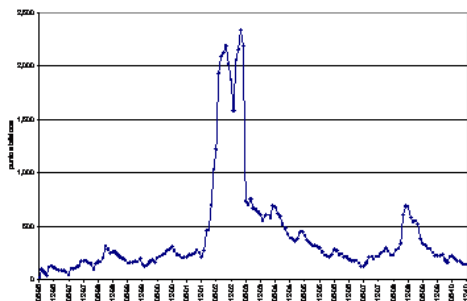
Federal de Estados Unidos, en períodos de gran expansión económica en aquel país.

III.3) *Riesgo de crédito*: el indicador seleccionado para medir el riesgo de que existan dificultades en la capacidad de pago de la deuda pública uruguaya es el índice Uruguay Bond Index (UBI), calculado por Republica AFAP y representativo del costo de financiamiento del Estado uruguayo por encima de la tasa libre de riesgo.

Este indicador fue desarrollado en diciembre de 2001, se calcula diariamente y refleja el *spread* promedio o diferencia entre el rendimiento de los bonos uruguayos y el rendimiento de los bonos del tesoro norteamericano. La existencia de un diferencial entre el rendimiento de los bonos soberanos de un país respecto de Estados Unidos es usualmente atribuible a un premio por riesgo de default o incumplimiento de las condiciones de la deuda. El *spread* de los bonos soberanos es una variable fundamental en los países emergentes e indica el mayor costo de financiamiento que deben pagar por endeudarse con relación al costo que pagan los países desarrollados. El diferencial de tasas varía sustancialmente en el tiempo y aumenta en períodos de turbulencias financieras locales e internacionales ya que también existe un efecto contagio.

Se consideró en el presente trabajo la serie de promedios mensuales del UBI disponibles durante todo el período analizado.

Figura 9. UBI



Fuente: República AFAP S.A.

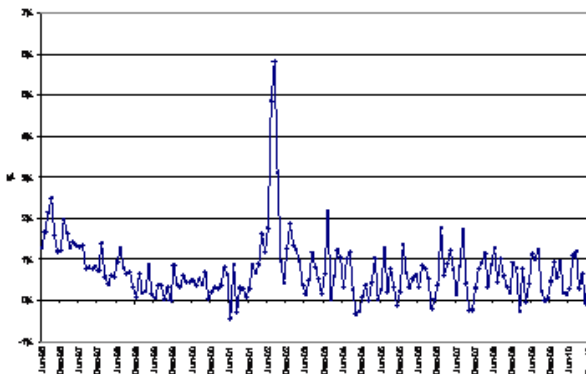
La evolución histórica del índice en el período 1996-2010 muestra que hasta comienzos del año 2002 la prima de riesgo soberana uruguaya por sobre el gobierno de Estados Unidos no superaba los 300 puntos básicos.

A partir de ese momento, el *spread* soberano comenzó a incrementarse en forma significativa, por el efecto contagio de la crisis financiera en Argentina, alcanzando su punto más alto en abril-03 (2.337), mes previo al canje de deuda pública del gobierno, que determinó bajas sustantivas y continuadas en el riesgo país hasta alcanzar un mínimo en mayo-07 (127). Posteriormente, el índice vuelve a incrementarse, registrando un nuevo máximo relativo durante la crisis global 2007-2008 (688 en diciembre-08) para luego descender en forma sostenida, hasta alcanzar valores finales de 150.

I.4) *Riesgo inflación*: este factor de riesgo se medirá a través de la evolución de la variación mensual del Índice de Precios al Consumo (INFLACION), calculado y difundido por el Instituto Nacional de Estadística.

Si bien la inflación local se puede medir también a través de la Unidad Indexada, se opta por incluir en el análisis el IPC base marzo 1997=100 para disponer de datos en todo el período analizado. A partir de 2002, año de creación de la UI, ambas series evolucionan en forma muy ajustada.

Figura 10. Inflación doméstica



Fuente: Elaboración propia en base a información del Instituto Nacional de Estadística.

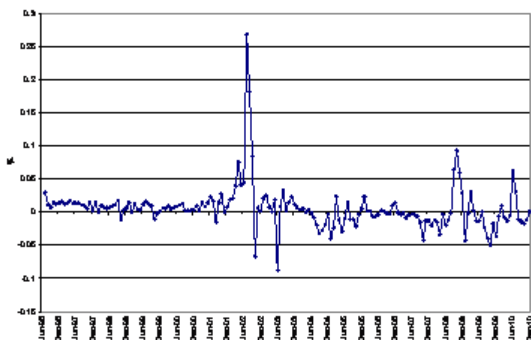
El análisis gráfico muestra un incremento sostenido de los niveles de precios, destacándose un aceleramiento durante la crisis uruguaya de 2002. En dicho año, el índice de precios al consumidor verificó un incremento de 26%, siendo la depreciación de la moneda uruguaya (93%) el factor decisivo para explicar la aceleración inflacionaria de 2002. A partir de 2004, los niveles inflacionarios anuales registraron cifras de un dígito, cerrando 2010 en un 7%.

I.5) *Riesgo tipo de cambio*: dado que los riesgos de tasa de interés, reinversión y de cambios en la curva de rendimientos se encuentran asociadas al mercado de deuda pública de Estados Unidos, es preciso contemplar el riesgo de cambios en la cotización de dicha moneda frente al peso uruguayo, en relación a todos aquellos instrumentos que no se encuentran nominados en dicha moneda.

Este riesgo también debe estar presente en la especificación del modelo, en la medida que los retornos esperados de la cartera previsional se expresan en pesos uruguayos mientras que un subconjunto de instrumentos financieros se encuentran nominados en dólares americanos. Al respecto, si bien la participación de instrumentos nominados en dólares americanos fue mermando a partir de la imposición de los límites por posición monetaria en 2002 y de aplicación gradual durante los años sucesivos, éstos jugaron un papel muy significativo en la contribución a las rentabilidades previsionales.

Como indicador del riesgo tipo de cambio y dada la importante dolarización de los portafolios durante la mayor parte del período analizado, se construye la serie de tasas mensuales de devaluación del peso uruguayo respecto a la divisa norteamericana (DEVAL). A dichos efectos, se utiliza la serie del tipo de cambio promedio mensual tipo comprador cable, que es la cotización utilizada para la valuación de los FAP según normas reglamentarias, a partir de datos diarios disponibles en la página web del Banco Central del Uruguay.

Figura 11. Devaluación \$-U\$S



Fuente: Elaboración propia en base a información del Banco Central del Uruguay.

En el período analizado, el régimen cambiario pasó de ser uno de paridad deslizante, vigente hasta mediados de 2002, a un régimen de cambio flotante a partir de esa fecha. La incertidumbre respecto a los cambios en esta variable aumentó sensiblemente a partir de la crisis financiera argentina y su traslado a la plaza local.

A modo ilustrativo, durante 2002 se registró un 93 % de devaluación anual promedio del peso uruguayo frente al dólar, frente a revaluaciones de nuestra moneda de 11 % en 2004 y 2007 y de hasta 19 % en 2009. En el año 2010, a pesar de varias revaluaciones mensuales, el peso uruguayo finalmente se devaluó un 1% frente a la divisa norteamericana.

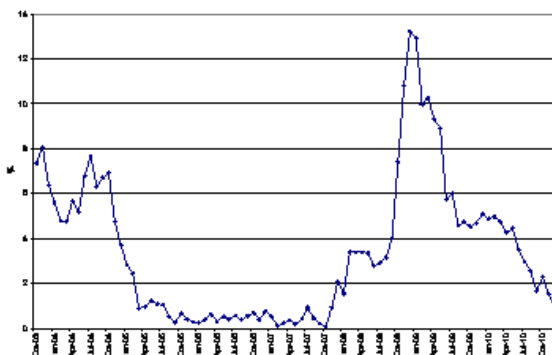
II. Instrumentos en Unidades Indexadas

La preponderancia adquirida por los instrumentos nominados en Unidades Indexadas a partir de las primeras emisiones de deuda pública realizadas en esta moneda determinan su inclusión indubitable en el trabajo en el que, a semejanza del análisis realizado para los instrumentos en dólares americanos, se determinarán indicadores representativos de los riesgos de tasa de interés, riesgo de reinversión, así como de cambios en la curva de rendimientos en esta moneda.

II.1) *Riesgo tasa de interés – riesgo de reinversión en UI:* se miden a través de la correspondiente tasa libre de riesgo, que se asocia a la tasa

de referencia de bonos públicos en UI a 3 meses. Esta tasa se obtiene a partir de la Curva de Rendimientos Soberanos uruguayos en Unidades Indexadas elaborada por BEVSA (CUI-BEVSA), con datos disponibles desde las primeras emisiones públicas en esta moneda. (UI3M). Esta curva se encuentra disponible desde noviembre de 2005 e incluye valores históricos diarios sobre las emisiones soberanas de instrumentos en esta moneda, ya sean locales o globales, desde octubre de 2003–fecha que puede considerarse de implantación de la deuda indexada a la inflación, dado que se realizó la primera emisión internacional de deuda pública uruguaya en esta moneda. La curva se publica mediante nodos de 3 y 6 meses, en nodos anuales de 1 a 10 años y en nodos quinquenales de 10 a 30 años.

Figura 12. Tasa de referencia UI 3 meses



Fuente: Bolsa Electrónica de Valores S.A. (BEVSA).

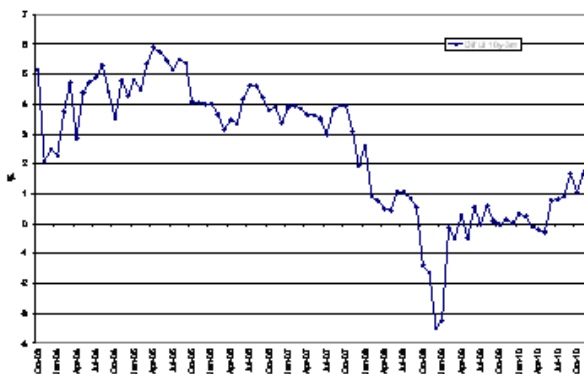
En la primera etapa de emisiones de deuda pública en UI, las tasas en UI observaron algunas oscilaciones, con continuas modificaciones en el elenco de instrumentos nominados en esta moneda de cuenta, lo que implicó un proceso de cambio en la denominación de la deuda pública que no dejó de modificarse hasta el presente.

Entre julio del 2004 y noviembre de 2005 se observa una consolidación del mercado de títulos denominados en unidades indexadas, con emisiones de títulos a plazos más largos y descenso sostenido de las tasas de interés, lo cual estuvo motivado además por la incertidumbre generada por el proceso electoral.

Posteriormente, las tasas en UI atraviesan un período de estabilización, con nuevas emisiones internacionales, hasta que a fines de 2007, en virtud de una política monetaria contractiva, se produce un significativo incremento de las tasas en UI, alcanzando su punto más alto en diciembre-08. A partir del primer trimestre de 2009, la tasa de referencia de política monetaria disminuye sucesivamente, ante la baja en la inflación doméstica y las expectativas de su evolución futura, lo que redundaría en reducciones sostenidas de las tasas en UI.

II.2) *Riesgo de cambios en la pendiente de la curva en UI*: asumiendo que el promedio del plazo de los títulos gubernamentales en UI incluidos en la cartera previsional es de 10 años, la medición de este riesgo se realiza a partir del spread existente entre la tasa de rendimientos de referencia a 10 años de plazo de instrumentos emitidos en Unidades Indexadas y la tasa de rendimientos de referencia a 3 meses de plazo.

Figura 13. Diferencial de las tasas de referencia UI 10 y – 3m



Fuente: Bolsa Electrónica de Valores S.A. (BEVSA).

Esta tasa se obtiene a partir de la Curva de Rendimientos Soberanos uruguayos en Unidades Indexadas elaborada por BEVSA (UI10Y3M). A efectos de medir el riesgo de cambios de las tasas de interés en Unidades Indexadas, se construye la serie del diferencial entre las tasas de referencia en esta moneda a 10 años y 3 meses.

La evolución histórica muestra desde el inicio de la serie un diferencial entre ambos plazos del orden del 4 % para contraerse a partir de octubre-07, en consonancia con la implementación de una política monetaria contractiva por parte del BCU. En efecto, esta política utiliza la tasa de interés como instrumento de política monetaria, y el sesgo contractivo se refleja en las variaciones de este diferencial, que pasó a niveles en torno al 0% e incluso negativos en diciembre-08 (-3,5%). Con la posterior suavización de la política monetaria, el *spread* volvió a incrementarse, estando prácticamente alineadas ambas tasas entre 2009 y 2010, ubicándose al final del período en niveles positivos, apenas superiores al 2%.

Dada la cobertura de la Unidad Indexada frente a los cambios en el nivel inflacionario local, no se estima necesario considerar este riesgo con relación a los instrumentos nominados en esta moneda, que igualmente ya fue considerado en el apartado a.4)

De igual forma, dado que las tasas de referencia en esta moneda corresponden a la curva de rendimientos soberanos del gobierno uruguayo, no resulta necesario identificar un indicador del riesgo de default.

Por otro lado, el riesgo tipo de cambio o cotización se mide a través de la evolución del IPC, según apartado a.5)

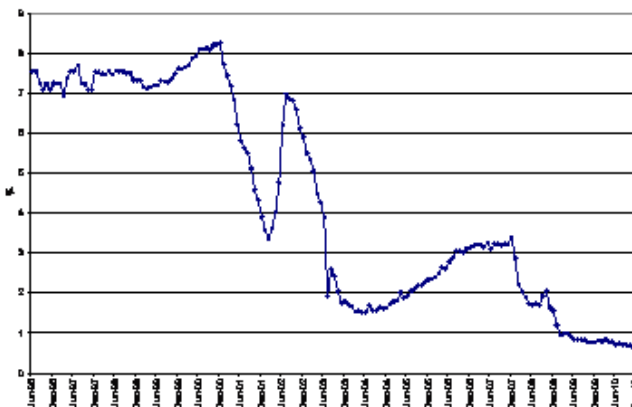
III.Otros Riesgos considerados en el análisis

Se optó por incluir en el presente trabajo dos factores de riesgo adicionales, vinculados a las tasas de retorno obtenidas por las AFAP en el marco de las inversiones del literal C) del artículo 123 de la Ley, derivados de sus colocaciones en instituciones financieras residentes. Dada la escasa liquidez de la plaza financiera uruguaya, se entendió a priori que los retornos correspondientes pudieran no estar arbitrados con el resto de las variables identificadas en el modelo, disponiendo, tanto en relación a las colocaciones en pesos uruguayos como en dólares americanos, de variables idóneas para su medición.

III.1) *Riesgo de tasa de interés de Certificados de depósito en U\$S* – se utiliza como indicador, la serie de tasas de retorno de los instrumentos incluidos en el literal C) en dólares americanos, elaborada por el Banco Central del Uruguay (CDU\$S)

En particular, se trata de un indicador de tasas mensuales de interés pasivas por depósitos en plazo fijo en dólares americanos del total del sistema bancario, disponible durante todo el período analizado. Estas tasas fueron incrementadas en un 50 %⁶, considerando el hecho que las AFAP son operadores profesionales y por ende acceden a mejores tasas.

Figura 14. Retornos CD U\$S



Fuente: Banco Central del Uruguay

Hasta el año 2001, las tasas pasivas en moneda extranjera siguieron los movimientos experimentados por las tasas internacionales. Durante 2002, las instituciones bancarias debieron aumentar su costo de fondeo a los efectos de desestimular el retiro de depósitos por parte de sus clientes y, en lo posible, obtener fondos adicionales para afrontar los inusuales retiros, en un mercado que se volvía cada vez más competitivo debido a la reducción del nivel de intermediación.

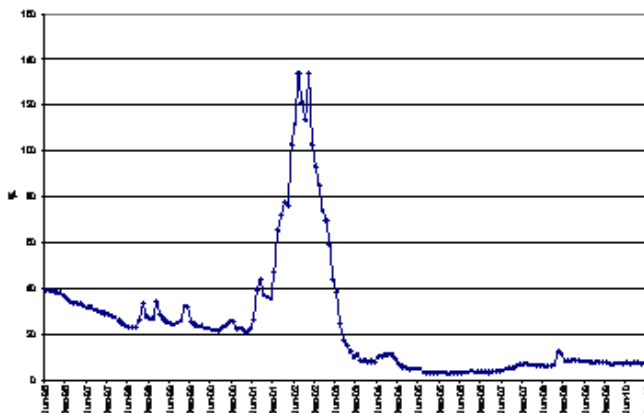
A fines de 2003, el elevado grado de liquidez de los depósitos determinó que las tasas pasivas en dólares se alinearan nuevamente con las tasas internacionales. Las tasas pasivas en moneda extranjera se mantuvieron estables a lo largo del 2004, mostrando ligeros incrementos en los meses

⁸ Pampín y Severi (2002); Falcone y Montero (2005)

siguientes, tendencia que continúa hasta fines de 2007 en que se invierte la tendencia, lo que posiblemente esté asociado con la reducción experimentada por las tasas en moneda extranjera pagadas por el BCU. A fin del período analizado, se observaban tasas inferiores al 1%.

III.2) *Riesgo de tasa de interés de Certificados de depósito en \$* - se utiliza como indicador, la serie de tasas de retorno de los instrumentos incluidos en el literal C) en pesos uruguayos, elaborada por el Banco Central del Uruguay (CD\$).

Figura 15. Retornos CD \$



Fuente: Banco Central del Uruguay.

En particular, se trata de un indicador de tasas mensuales de interés pasivas por depósitos en plazo fijo en pesos uruguayos hasta 180 días del total del sistema bancario, disponible durante todo el período analizado. Estas tasas fueron incrementadas en un 50%, considerando el hecho que las AFAP son operadores profesionales y por ende acceden a mejores tasas.

Luego de sucesivas disminuciones en el período 1996-2000, a mediados de 2001, dichas tasas se ajustaron al alza como reflejo de la modificación de la pauta cambiaria, ante la alteración del régimen de convertibilidad en Argentina el 18 de junio de 2001. Por otro lado, las modificaciones de la

política cambiaria en enero-02 (que implicaron la aceleración de la tasa de deslizamiento de la banda y el ensanchamiento de la misma) trajeron aparejado un inmediato aumento de las tasas pasivas en moneda nacional para todos los plazos (65% en enero y 134% en julio, en plena crisis financiera). En 2003 las tasas pasivas en moneda nacional disminuyeron sustantivamente, en reflejo de la baja de las tasas pagadas por las Letras de Tesorería luego del canje y del cambio en las expectativas de devaluación e inflación (11% en diciembre). Las tasas pasivas pagadas por el sistema bancario en moneda nacional se incrementaron levemente hasta el tercer trimestre del 2004, para luego alcanzar el nivel más bajo en el mes de diciembre (6,62%), continuando las bajas en el año siguiente. Las tasas de interés –tanto pasivas como activas en moneda nacional– experimentaron un importante aumento durante el segundo trimestre de 2007 lo que continuó en los meses siguientes, tras la profundización de la orientación contractiva de la Política Monetaria. En torno a la caída de Lehman Brothers, las tasas experimentaron un sensible incremento, y rápidamente volvieron a ubicarse en registros del orden del 7-8 %, hasta el fin del período analizado.

El período de análisis se extiende de junio de 1996 (mes de implementación del sistema de capitalización individual) a diciembre de 2010. La frecuencia de las series consideradas es mensual, dado que el valor cuota promedio mensual del sistema es publicado con esta periodicidad por el Banco Central del Uruguay. Todas las series consideradas se expresaron en tasas, a las que posteriormente se aplicaron logaritmos, realizando los análisis correspondientes en el programa Eviews7. Se practicaron tests de raíces unitarias para determinar la transformación estacionaria necesaria en cada caso para construir el modelo adecuado de media y varianza condicional. Los resultados de los citados tests se muestran a continuación:

Tabla 3. Test de Dickey Fuller aumentado

Variable	ADF niveles	Valor crítico 1%	ADF 1 ^a dif.	Valor crítico 1%
<i>lrentafap</i>	--9.09*	-2.88	---	---
<i>ldeval</i>	-6.99	-2.58	---	---
<i>linflacion</i>	-6.70*	-3.47	---	---
<i>lcd\$</i>	-3.68	-4.01	-6.48	-2.58
<i>lcdu\$s</i>	-3.26**	-3.44	-9.22	-2.58
<i>lubi</i>	-1.91*	-2.88	-10.92	-2.58
<i>lt6m</i>	-1.36	-2.58	-7.37	-2.58
<i>lt10y6m</i>	-0.48	-2.58	-8.92	-2.58
<i>lui3m</i>	-1.92	-2.59	-6.92	-2.59
<i>lui10y3m</i>	-1.51	-2.59	-11.68	-2.59

*con constante

**con constante y tendencia

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

De manera que a excepción de *lrentafap*, *ldeval* y *linflacion*, que ya tenían carácter estacionario, el resto de las variables se consideró en primeras diferencias a efectos de la construcción de los modelos GARCH.

5. RESULTADOS

El análisis univariado de la media y varianza condicional de cada una de las series de retornos consideradas en el trabajo, a partir de la utilización de los modelos GARCH, determinó los siguientes resultados para los modelos seleccionados:

Tabla 4. Resumen de los modelos de media y varianza condicional

Serie	Ec. Media condicional	Atípicos media	Ec. Varianza condicional	AIC	SC	Residuos
<i>lrentafap</i>	AR(1)	200207, 200810, 200205, 200202, 200210, 200811, 200208, 200209	GARCH(1,1)	-7.27	-7.09	OK
<i>ldeval</i>	SQR(GARCH)	200207, 200809, 200306, 200209, 200307, 200901, 200204, 200501, 200909, 201006, 200210	GARCH(1,1)	-7.51	-7.22	OK
<i>linflacion</i>	@SEAS AR(1) AR(12)	200207	ARCH(1)	-9.51	-9.39	OK
<i>dlcd\$</i>	AR(1)	200107, 200810, 200205, 200112, 200201, 199910, 200609	EGARCH(1,1)1 99809	-7.67	-7.43	OK
<i>dlcdu\$s</i>	AR(1) AR(2)	200307, 200308, 200801, 200101, 200802, 200811, 200206, 200901	GARCH(1,1)	- 11.92	- 11.68	OK
<i>dlubi</i>	AR(1) AR(3)	200810, 200306, 200204, 199707, 199804, 200207, 199610	ARCH(1)	-3.44	-3.23	OK

<i>dlt6m</i>	AR(1) AR(6) MA(9)	200708, 200109, 200711, 200211, 199811, 200812	GARCH(1,1)	- 12.09	- 11.90	OK
<i>dlt10y6m</i>	AR(1) AR(8)	200101, 200802, 200104, 200812	GARCH(1,1)	- 11.31	- 11.14	OK
<i>dlui3m</i>	---	200810, 200811	EGARCH(1,1)	-8.72	-8.54	OK
<i>dlui10y3m</i>	AR(1)	200902, 200810, 200802, 200812, 200411, 200510, 200410	GARCH(1,1)	-9.13	-8.81	OK

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

En todos los casos, se comprueba que los residuos estandarizados están libres de autocorrelación y de heterocedasticidad, y se ajustan a una distribución normal.

Esta modelización univariada de la volatilidad condicional dio como resultado la estimación de las respectivas series de desvíos estándar condicional tanto de la variable dependiente (rentabilidad previsional) como de las variables representativas de los distintos riesgos explicitados en el modelo, que se describen a continuación.

Tabla 5. Descripción de series de volatilidad

Serie original	Serie volatilidad condicional
lrentafap	lrentafapst1
ldeval	ldevalst1
linflacion	linflacionst1
dlui10y3m	dlui10y3mst
dlcd\$	dlcd\$st
dlcdu\$s	dlcdu\$sst
dlubi	dlubist
dlt6m	dlt6mst1
dlt10y6m	dlt10y6mst
dlui3m	dlui3mst

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

5.1 Análisis de riesgos y retornos previsionales

En particular, la modelización univariada de la media y varianza de los retornos previsionales determinó el ajuste de un modelo AR(1)-GARCH(1,1), de acuerdo al siguiente detalle:

Ecuación de la media condicional

$$r_t = \mu + a_t$$

$$r_t = 0.832r_{t-1} + 0.057D(tc2002-07) - 0.053D(tc2008-10) - 0.014D(tc2002-05) - 0.009D(tc2002-02) - 0.027D(tc2002-10) - 0.031D(tc2008-11) + 0.049D(tc2002-08) + 0.058D(tc2002-09) + a_t$$

Ecuación de la varianza condicional

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \delta_{t-1}^2$$

$$\delta_t^2 = 0.233a_{t-1}^2 + 0.767\delta_{t-1}^2$$

El análisis de los coeficientes de esta ecuación nos demuestra que la volatilidad del período anterior es determinante de la varianza del período en curso.

Los atípicos modelizados en la ecuación de la media condicional corresponden en su mayoría a la crisis local del año 2002, mientras que también se incluyeron atípicos correspondientes a la crisis global de 2008.

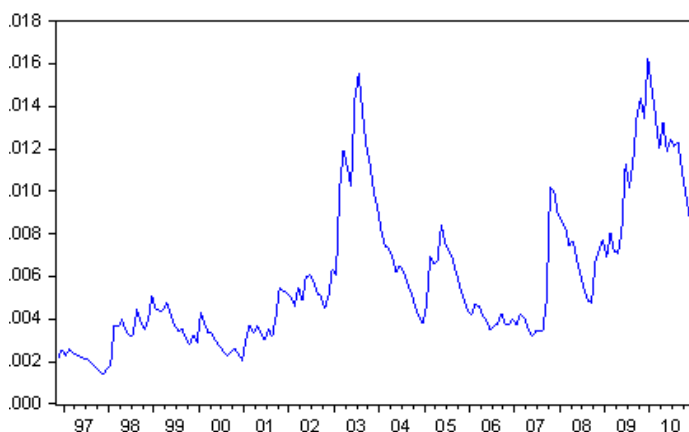
En particular, a comienzos de 2002, se registraban caídas en los niveles del valor cuota debido a inestabilidad de los mercados financieros regionales y la disminución de la valuación de los bonos globales uruguayos. A mediados de dicho año, se observaban por el contrario grandes crecimientos en el valor cuota justificados en los importantes porcentajes de colocación de los fondos de ahorro previsional en instrumentos nominados en dólares americanos (93% al 31-07-02) en plena crisis económico-financiera global.

Por otro lado, a partir de la caída de Lehman Brothers el 15 de setiembre de 2008, las turbulencias en los mercados financieros internacionales determinaron una profunda caída en los precios de los bonos soberanos uruguayos que redujo los niveles de valor cuota. A su vez, la importante

participación de títulos públicos en el portafolio de las AFAP profundizó la caída de la rentabilidad previsional debido a la marcada disminución que registraron los bonos soberanos uruguayos sobre el fin del año 2008, ante la mayor aversión al riesgo de los inversores globales, en el peor momento de la crisis externa.

La modelización de la varianza condicional con el modelo GARCH determinó la creación de la serie de desvíos estándar condicionales de los retornos previsionales, que se muestra a continuación.

Figura 16. Desvío estándar condicional de retornos previsionales

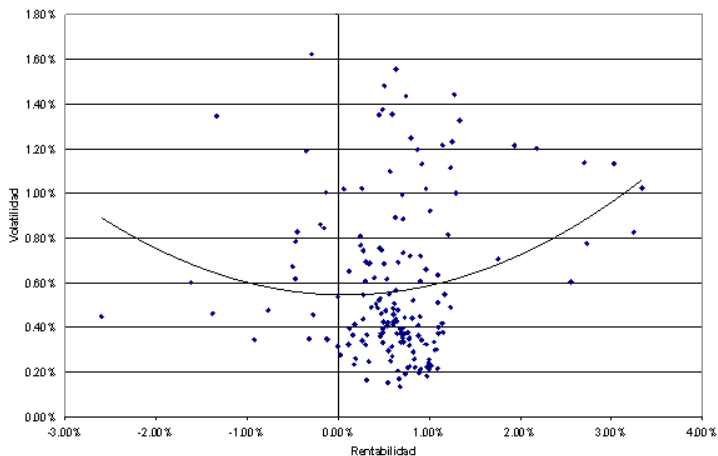


Fuente: Elaboración propia en base a Eviews.

Se aprecian niveles moderados de volatilidad, que parten desde mínimos de 0,14% mensual (1997) hasta máximos de 1,62% (2009). El primer *cluster* de volatilidad se verifica en 1998, posiblemente relacionado con la última etapa de la crisis asiática, el comienzo de la crisis rusa y la quiebra del Long Term Capital Management. A partir de 2001, los niveles se incrementan nuevamente, iniciando un proceso de ascenso que tiene su primer pico en 2002, asociado a la crisis económico-financiera que dio inicio en ese año. Transcurrido el canje de deuda pública global de 2003, los niveles de volatilidad disminuyen sustantivamente, no obstante lo cual se observa un leve crecimiento del piso de volatilidad con relación al período precrisis, que pasa de niveles del 0,2% a 0,4% mensual sumado a

un comportamiento más errático. Entre fines de 2004 hasta el segundo trimestre de 2005 (elecciones nacionales, con asunción del primer gobierno de izquierda en Uruguay), se observa un nuevo *cluster* de volatilidad, que no obstante se ubicó por debajo del 1%. En el período comprendido entre mediados de 2007 a fin de 2008 (inicio y desarrollo de la crisis *subprime*) se registra un nuevo *cluster* de volatilidad que alcanza niveles máximos del 1%. A partir del segundo trimestre de 2009, en plena recuperación de la crisis financiera global, se registran los niveles máximos del período, registrándose no obstante una disminución posterior, ubicándose al final del período por debajo del 1%, en un marco de inestabilidad financiera global.

Figura 17. Riesgo – Retorno previsional



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews.

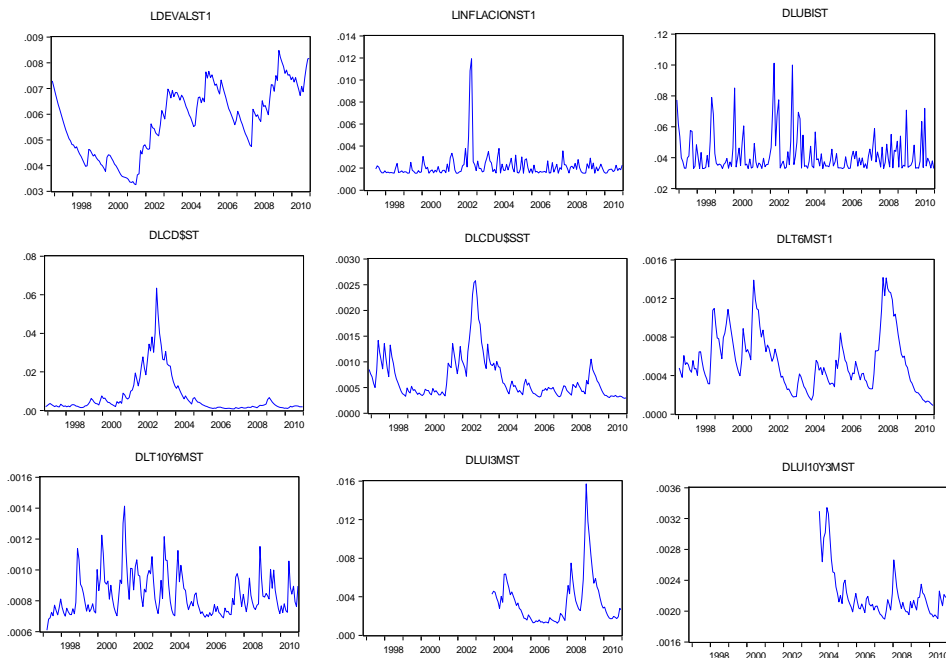
Resulta interesante componer el perfil de riesgo-retorno de la industria previsional uruguaya, graficando la dispersión entre los niveles de rentabilidad y volatilidad previsional, medida esta última a través de los desvíos estándar mensuales y el agregado de una tendencia polinómica de ajuste de los datos. Además de mostrar el perfil conservador de riesgo-retorno previsional, es posible observar lo que se conoce como la "sonrisa de la volatilidad", que se registra habitualmente en las series financieras,

que tiene que ver con incrementos de la volatilidad para los valores extremos de retornos registrados en el período.

5.2 Evolución de volatilidades de los factores sistemáticos

El resto de las volatilidades condicionales que surgen del análisis univariado de heterocedasticidad se grafican a continuación:

Figura 18. Volatilidades condicionales de los factores sistemáticos



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews.

Se observa que en general todas las volatilidades correspondientes a las series locales experimentan una importante reacción frente a la crisis local 2002. En este punto, corresponde destacar el comportamiento de la volatilidad de la inflación, que en esas épocas registra su *cluster* más importante, así como de la volatilidad de los retornos de los certificados en pesos uruguayos y en dólares. Los desvíos estándar del UBI registran los mayores picos en 2002 y en 2003, en ocasión del canje global de deuda pública. En referencia a la volatilidad de la devaluación, si bien tiene un

comportamiento bastante errático en el período 2002-2004, debe señalarse que reacciona en forma más significativa ante la crisis 2008. En cuanto a las series de volatilidades en UI, la mayor reacción la experimenta la correspondiente a la tasa de referencia a tres meses. Las series de volatilidades de los *Treasuries* americanos, en tanto, tienen un comportamiento disímil, reaccionando la tasa de referencia a seis meses en forma importante en 2001 y 2008, mientras que la volatilidad del cambio de pendiente registra niveles más sostenidos de volatilidad en todo el período, destacándose el *cluster* de comienzos de 2001.

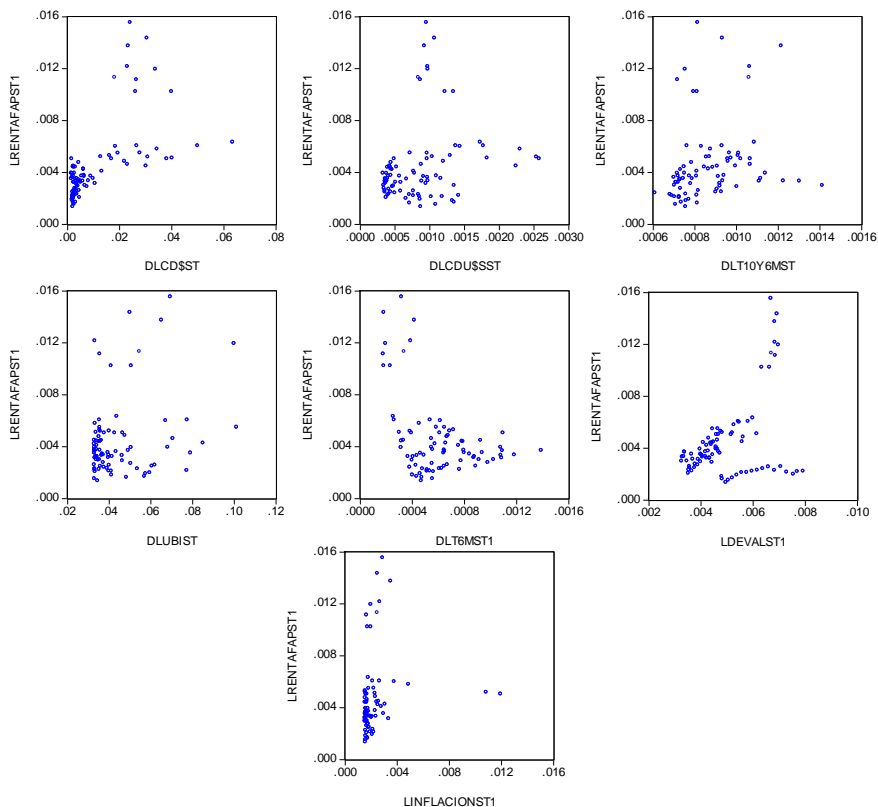
Por otro lado, a partir de la construcción de modelos VECH-GARCH multivariados, se obtuvieron las series de covarianzas condicionales entre los retornos previsionales y los diferentes factores sistemáticos, así como de estos entre sí, considerados en el modelo en el período analizado.

5.3 Identificación de determinantes de la volatilidad previsual

Como paso previo a la realización de las distintas herramientas estadísticas de identificación, es preciso realizar un análisis descriptivo de las diferentes series de volatilidad analizadas a partir de los análisis univariados de heterocedasticidad condicional, por lo que se elaboraron gráficos de dispersión de cada una de dichas series en relación a la volatilidad previsual, distinguiendo los dos subperíodos⁷ 1996-2003 y 2003-2010.

⁷ La conveniencia de distinguir estos subperíodos radica en la disponibilidad, a partir de noviembre de 2003, de las variables de retornos en Unidades Indexadas, que resultan muy relevantes desde el punto de vista de la composición por monedas de la cartera previsual. Por otro lado, permite distinguir el período anterior y posterior a la crisis económico-financiera registrada en Uruguay entre 2002 y 2003.

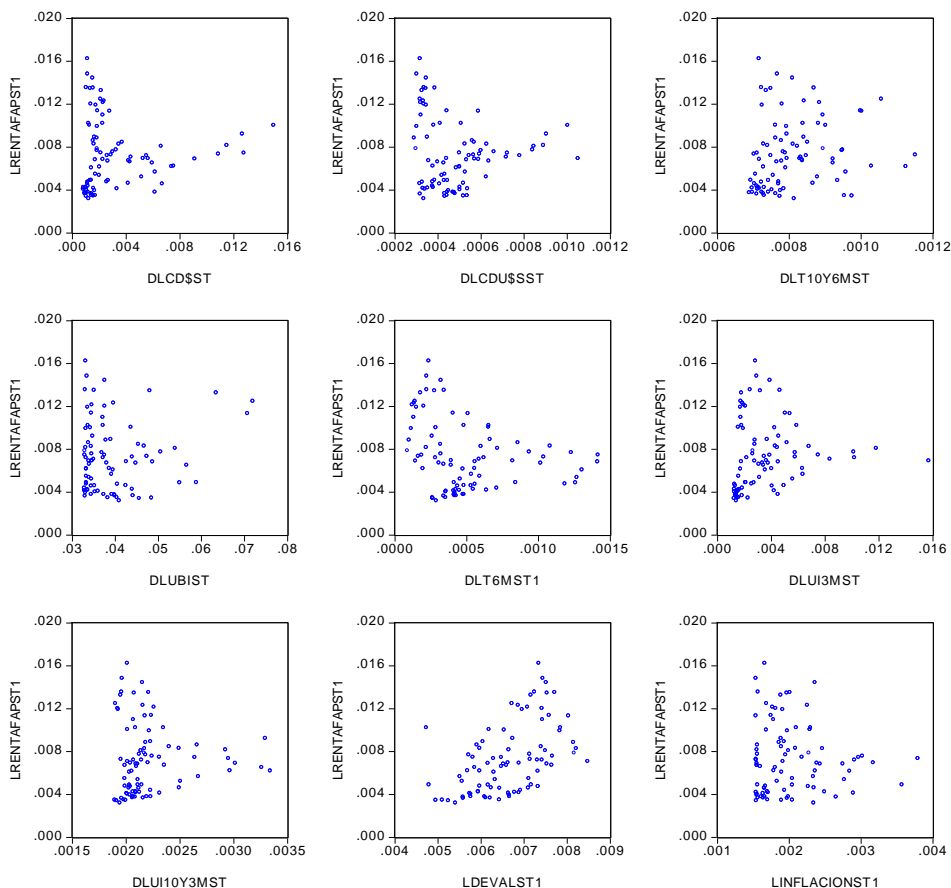
Figura 19. Volatilidades condicionales de los factores sistemáticos – Período 1996-2003



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews.

En este período se observa a priori una relación significativa y positiva de la volatilidad previsional con la volatilidad de la devaluación, así como con la volatilidad de los retornos de los certificados de depósito en pesos y dólares, así como una relación de signo inverso con la volatilidad de la tasa de referencia de los *Treasuries* americanos.

Figura 20. Volatilidades condicionales de los factores sistemáticos – Período 2003-2010



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

En este período nuevamente se observa una relación significativa y positiva de la volatilidad previsional con la volatilidad de la devaluación, así como con la volatilidad del empinamiento de los retornos de los *Treasuries* americanos, mientras que se insinúa una relación negativa con la volatilidad del cambio de pendiente de la curva de retornos en UI y con la volatilidad de la tasa de referencia de los *Treasuries*.

5.4 Ecuación de varianza condicional – Incorporación de regresores

Como primer abordaje de la identificación de los determinantes de la volatilidad previsional, se incorporaron una a una las desviaciones standard condicionales identificadas como regresores en la ecuación de la varianza condicional de la rentabilidad previsional, evaluando su respectivo poder explicativo de aquélla.

Según se muestra en la siguiente tabla, a excepción de las volatilidades correspondientes a los retornos en UI, de los que se dispone alrededor de la mitad de observaciones que del resto de volatilidades, todas las series de desvíos estándar condicionales resultaron explicativas al 5% al ser introducidas alternativamente en la ecuación de la varianza condicional previsional. Al respecto, cabe indicar que en ninguna de estas circunstancias se introdujeron modificaciones en la ecuación de la media condicional previsional y que en la ecuación de la varianza condicional se incluyó en todos los casos un coeficiente ARCH y un coeficiente GARCH, a semejanza de la modelización univariada de la serie dependiente.

Tabla 6. Ecuación de la varianza condicional de Irentafap 1996 – 2010

ARCH	GARCH	REGRESOR	AIC	SC
0.450332	0.549668	ldevalst 0.000547 (0.0216)	-7.354961	-7.154462
0.528036	0.471964	dloi10y3mst 0.002626 (0.1144)	-7.019692	-6.876007
-0.065101	1.065101	linflacionst 0.000278 (0.0000)	-7.266172	-7.057391
0.437716	0.562284	dlcd\$st 0.000600 (0.0177)	-7.359498	-7.159000
0.349251	0.650749	dlcdus\$st 0.003094 (0.0372)	-7.340503	-7.139210
0.437436	0.562564	dlubist 6.75E-05 (0.0188)	-7.333695	-7.131599
0.405449	0.594551	dlt6mst1 0.003841(0.0176)	-7.302270	-7.097724
0.437067	0.562933	dlt10y6mst 0.003703(0.0206)	-7.298168	-7.091952
0.516562	0.483438	dloi3mst 0.002086 (0.1166)	-7.015660	-6.872965

Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

En el caso de la volatilidad de la inflación, se observa que el coeficiente ARCH tiene signo negativo, lo que cuestiona la validez de este regresor, a pesar de su significatividad individual. Por otro lado, si bien se establecieron los dos subperíodos acostumbrados, ninguna de las volatilidades resultó significativa en las respectivas ecuaciones de la varianza previsual. Cabe destacar además que, a excepción de las volatilidades en UI y de la inflación, la inclusión del resto de las volatilidades determinó mejoras en los criterios de información de AIC y SC para la ecuación de la media y la varianza previsual de Irentafap. En particular, el mayor incremento se registró con la introducción de $dlcd\$st$ como regresor en la ecuación de la varianza previsual.

5.5 Modelos de regresión lineal múltiple – desvíos st. y covarianzas condicionales

Otra de las subestrategias abordadas consistió en explorar la existencia de una relación lineal entre la volatilidad condicional previsual y el resto de volatilidades y covarianzas condicionales determinadas en este trabajo, distinguiendo a esos efectos los modelos de regresión lineal múltiple para los sub-períodos 06/1996-10/2003 y 11/2003-12/2010.

A dichos efectos, se chequearon los supuestos del modelo clásico de regresión lineal para series temporales, a saber, inexistencia de perfecta colinealidad, exogeneidad de las variables explicativas, ausencia de correlación serial, normalidad y homocedasticidad de los residuos, que se cumplen en los dos subperíodos analizados. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Tabla 7. Modelo de regresión lineal múltiple entre desvíos st. y covarianzas condicionales⁸

Dependent Variable: Irentafapst1 - Sample: 1996M11 2003M10

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
covafap_dlt10y6mm	-214.906	57.33065	-3.748543	0.0003
covafap_cdu\$s	140.8036	49.33372	2.854105	0.0056
covafap_ldeval	15.84226	7.615941	2.080145	0.0409
dlcd\$st	0.054638	0.016352	3.341287	0.0013
dlcdu\$sst	-0.50396	0.239669	-2.102715	0.0388
Irentafapst1(-1)	0.810580	0.043841	18.48891	0.0000
c	0.000427	0.000235	1.812580	0.0739
d(tc200302)	0.002147	0.000716	2.997764	0.0037
d(tc200303)	0.001174	0.000500	2.349113	0.0215
Adjusted R-squared	0.946217	Akaike info criterion		-11.59583
F-statistic	183.5285	Schwarz criterion		-11.33538
Prob(F-statistic)	0.000000	Durbin-Watson stat		1.755745

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

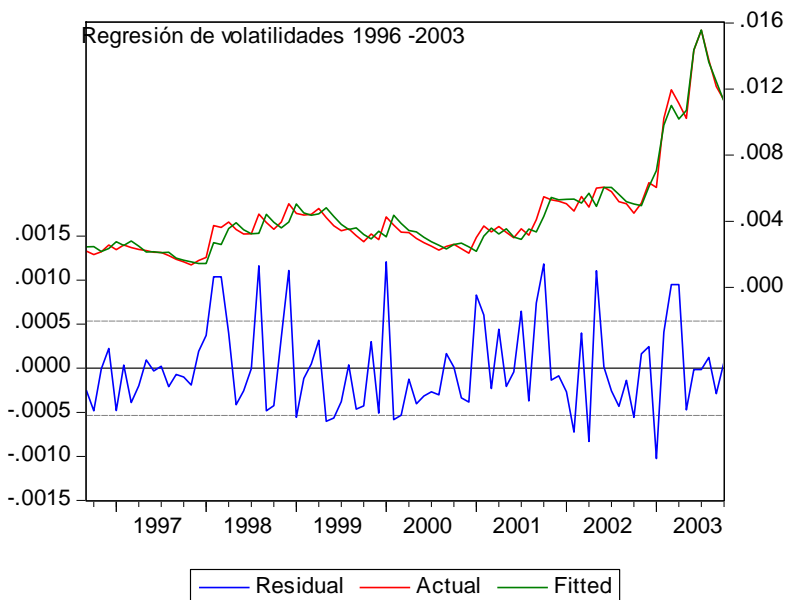
En el período 1996-2003, la volatilidad previsional puede ser explicada linealmente a partir de la covarianza de la devaluación y del cambio de pendiente de la curva de los *Treasuries* americanos con los retornos previsionales, la volatilidad de los retornos de los instrumentos locales en pesos y en dólares americanos y un rezago de la volatilidad previsional, regresores que resultan significativos al 5%. Asimismo, se incluyen un par de atípicos relacionados con el canje de deuda pública de 2003. Los signos

⁸ Se practicó el test de ADF sobre los residuos resultantes de la regresión, descartándose la existencia de raíces unitarias, habiéndose verificado la existencia de cointegración entre las variables consideradas.

de estos regresores en la ecuación de la volatilidad previsual son en general positivos, a excepción de la volatilidad de los instrumentos bancarios en dólares y del cambio de pendiente de la curva americana, en que se constata un efecto negativo sobre la variable de interés. En este sentido, cabe recordar que tradicionalmente la moneda estadounidense ha operado como un activo refugio ante situaciones de inestabilidad, y durante este primer período, en que se verificó una gran crisis local, los fondos previsionales registraban porcentajes record de activos en esta moneda. Por otro lado, la deuda pública uruguaya estaba también nominada mayoritariamente en esta moneda.

La figura 21 muestra el ajuste de la volatilidad con el modelo propuesto en el período 1996-2003.

Figura 21. Regresión de volatilidades 1996 – 2003



Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

Los resultados obtenidos para el segundo subperíodo se incluyen a continuación:

Tabla 8. Modelo de regresión lineal múltiple entre desvíos st. y covarianzas condicionales⁹

Dependent Variable: Irentafapst1 - Sample (adjusted): 2003M11 2010M12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
covafap_dlcd\$	-99.68084	7.327687	-13.60332	0.0000
covafap_dlt6m	-746.9498	122.4880	-6.098146	0.0000
covafap_dlui3m	-112.7627	14.92963	-7.552947	0.0000
covdlt106m_dlui10y3m	-1102.150	369.7242	-2.981006	0.0038
covdlt10y6m_inflacion	-61.46761	11.73184	-5.239383	0.0000
covcdu\$s_dlui10y3m	-1933.750	883.8935	-2.187764	0.0317
covdlcdu\$s_deval	827.5969	346.5360	2.388199	0.0193
covdlt6m_deval	1137.041	209.9815	5.414957	0.0000
covinflacion_dlui10y3m	-9.804562	2.027258	-4.836365	0.0000
dlubist	0.041349	0.018253	2.265401	0.0263
ldevalst1	0.843714	0.281938	2.992552	0.0037
c	-0.005944	0.002328	-2.553399	0.0126
Adjusted R-squared	0.835456	Akaike info criterion		-10.20956
F-statistic	42.08090	Schwarz criterion		-9.876255
Prob(F-statistic)	0.000000	Durbin-Watson stat		1.018099

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

De manera que la volatilidad previsional en el período 2003-2010 puede ser explicada linealmente a partir de un mayor número de determinantes que en el período anterior, resultando todos los regresores significativos al 5%. En particular, se incorpora la volatilidad del riesgo de crédito, que junto con la variabilidad del riesgo devaluación tienen un efecto positivo sobre el riesgo previsional. Asimismo, se destacan covarianzas negativas de los riesgos de tasa de interés y cambio de pendiente (en dólares y sobre todo en unidades indexadas, moneda que ocupa una porción muy significativa del portafolio previsional en este período), que operan con un efecto inverso sobre la volatilidad previsional. Es dable destacar además

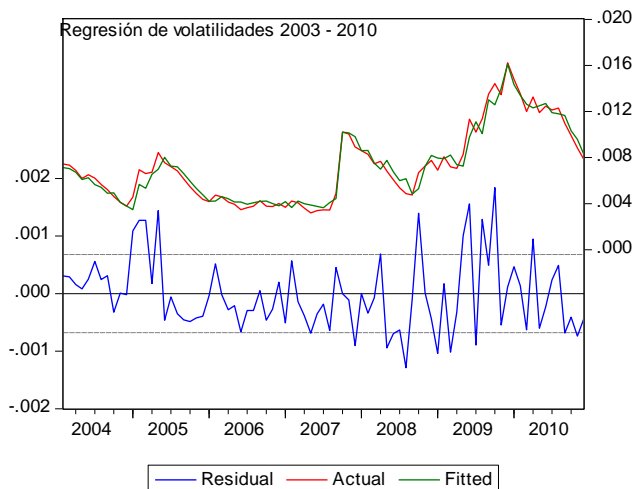
⁹ Se practicó el test de ADF sobre los residuos resultantes de la regresión, descartándose la existencia de raíces unitarias, habiéndose verificado la existencia de cointegración entre las variables consideradas.

que no resultó necesario ajustar la serie de los primeros rezagos de la volatilidad previsual para ajustar la ecuación, como en el período 1996-2003, lo que indica un mayor poder explicativo de los determinantes identificados en este período.

En el periodo 2003-2010, en el que predominan las inestabilidades globales (crisis de las *subprime*, crisis global de los mercados de deuda europeos), el elenco de los determinantes de la volatilidad previsual se amplía significativamente, incorporándose los movimientos del riesgo de crédito, con un efecto incremental sobre el riesgo previsual y destacándose además múltiples fuentes de comovimientos negativos fundamentalmente con los riesgos representativos de la tasa de interés y su cambio de pendiente, tanto en dólares americanos como en unidades indexadas. Por otro lado, también se identificó un efecto positivo del riesgo devaluación, tanto en forma directa sobre el riesgo previsual, como a través de la incidencia sobre otras volatilidades relevadas.

La figura siguiente muestra el ajuste de la volatilidad condicional previsual en el período 2003 – 2010.

Figura 22. Regresión de volatilidades 2003 – 2010



Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews.

5.6 Análisis de descomposición de varianza en un modelo VAR

Otro de los métodos utilizados para explicar la volatilidad previsual a partir del modelo planteado es construir un VAR con las series originales de retornos en primeras diferencias y realizar un análisis de descomposición de varianza.

Si se considera un modelo VAR con todas las variables explicativas del periodo, con cuatro rezagos¹⁰, en el período 1996-2003, se obtienen los siguientes resultados:

Tabla 9. Descomposición de varianza de Irentafap – Período 1996-2003

Period	S.E.	Irentafap	Ideval	dlcd\$	dlcdU\$S	dlubi	linflacion	dlt6m	dlt10y6m
1	0.0062	100.00	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0067	94.005	0.0413	0.0234	1.9316	0.9398	1.6023	0.0390	1.4171
3	0.0073	78.779	0.0900	3.1195	10.959	1.3680	2.2093	2.2663	1.2075
4	0.0077	73.949	0.5352	5.5473	11.442	1.2561	2.2454	3.2815	1.7421
5	0.0082	69.279	1.8683	9.8378	10.422	1.3089	2.4931	2.9576	1.8314
6	0.0084	67.258	1.8461	9.7339	10.049	3.1438	2.9577	3.0070	2.0031
7	0.0087	63.480	1.9283	12.113	9.6470	2.9649	3.1010	3.0937	3.6711
8	0.0088	62.067	2.0677	12.716	9.4646	2.9121	3.1092	3.8892	3.7730
9	0.0089	60.953	2.1632	12.858	9.5108	2.8704	3.0534	4.4070	4.1836
10	0.0090	59.418	2.7572	13.372	9.2574	2.8033	3.1756	4.3885	4.8267
11	0.0091	58.584	2.8170	13.320	9.6984	2.8665	3.3760	4.5306	4.8053
12	0.0092	57.586	2.8973	13.340	10.367	2.8414	3.4638	4.7340	4.7688

Fuente: Elaboración propia en base a Eviews.

Aquí se puede apreciar que al cabo de 12 meses más del 42% de la varianza previsual es explicada por el modelo, destacándose el impacto de los shocks sobre la rentabilidad de los instrumentos locales en \$ y U\$S, así como de los retornos y el empinamiento de los *Treasuries* americanos.

¹⁰ El número de rezagos se determinó en cada caso a efectos de minimizar los valores de los criterios de información AIC y SC.

Tabla 10. Descomposición de varianza de Irentafap – Período 2003-2010

Per.	Irentafap	dlt6m	dlubi	dlui3m	dlui10y3m	dlt10y6m	Linflac.	Ideval	dlcd\$	dlcdU\$S
1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	80.774	0.588	7.189	0.428	3.029	2.474	4.404	0.506	0.023	0.580
3	70.235	1.359	6.500	6.007	2.530	2.514	5.109	0.424	3.562	1.755
4	64.350	3.225	5.893	5.556	2.713	3.841	7.641	0.795	3.594	2.389
5	55.014	2.822	7.236	7.834	2.985	4.086	13.99	0.804	3.162	2.057
6	52.870	3.257	7.375	7.730	2.941	3.963	15.19	1.001	3.685	1.977
7	50.643	3.511	8.547	7.589	2.840	4.286	15.42	1.341	3.910	1.907
8	49.848	3.739	8.690	7.754	2.921	4.278	15.08	1.379	4.104	2.195
9	49.033	3.862	8.884	8.029	2.868	4.246	14.81	1.358	4.058	2.847
10	48.408	3.873	9.345	7.933	2.916	4.361	14.67	1.541	4.014	2.926
11	47.951	3.963	9.504	8.110	2.930	4.374	14.68	1.574	3.989	2.919
12	47.663	3.994	9.535	8.213	2.913	4.506	14.59	1.573	4.003	3.002

Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

En relación al período 2003-2010, se construyó un VAR completo de cuatro rezagos para el período, observándose que la incorporación al VAR de todas las variables explicativas incrementa significativamente el poder explicativo de la varianza previsional, respecto al período anterior, que se ubica en más de un 52%. En particular, además de las variables ya comentadas, se destaca la significatividad de linflacion, que explica casi un 15% de la volatilidad previsional, y de dlubi, con casi un 10% al cabo de 12 meses.

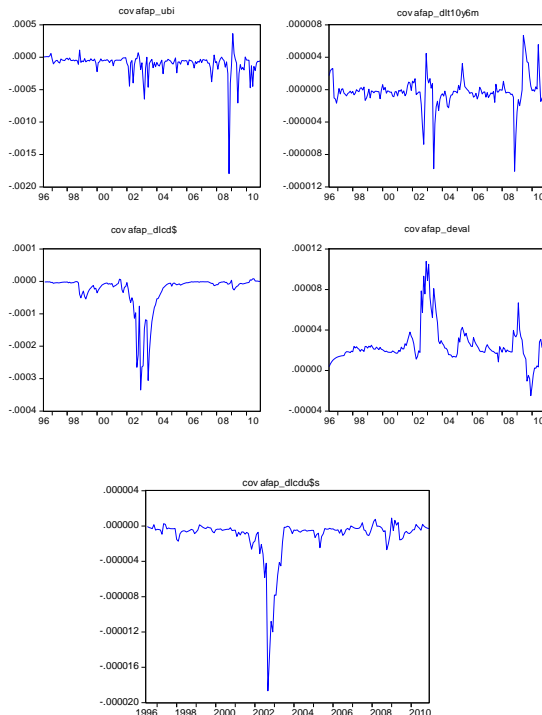
El análisis realizado permite mostrar que el poder explicativo de las variables del modelo mejora en el período posterior a la crisis. Por otro lado, los residuos de los modelos VAR son bien comportados, resultando libres de heterocedasticidad y autocorrelación, ajustando a una distribución normal.

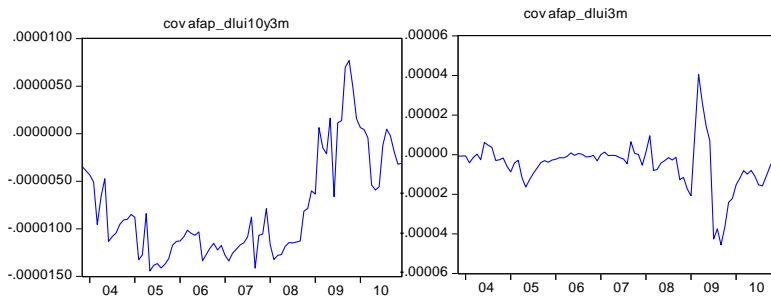
En definitiva, los diferentes abordajes metodológicos realizados permiten concluir sobre un ampliamiento en las fuentes de transmisión de volatilidad en el período posterior a la crisis económica que afectó a Uruguay entre 2002 y 2003. El análisis gráfico permite observar que la

covarianza entre los retornos previsionales y el resto de las variables consideradas se modifica significativamente únicamente en los momentos de crisis local 2002-2003 y a partir de la crisis global 2008, permaneciendo en el resto del período en valores poco significativos.

En particular, durante la crisis local se destacan los valores negativos de la covarianza previsional versus los instrumentos locales en \$ y en dólares americanos, así como los valores positivos de la covarianza de los retornos previsionales versus la devaluación peso-dólar. Estas tres fuentes de volatilidad también fueron detectadas para el período 1996-2003 por el análisis de descomposición de varianza y en modelos de regresión múltiple que consideraron como regresores únicamente a las volatilidades, sin considerar comovimientos.

Figura 23. Covarianzas de los retornos previsionales frente a riesgos relevantes seleccionados





Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

En tanto, al comienzo de la crisis global 2008, se advierten covarianzas significativamente negativas (riesgo de crédito y riesgo empinamiento de la curva del tesoro de USA) mientras que se verifican registros positivos de la covarianza previsional versus el riesgo tasa de interés y el movimiento de la curva de retornos en unidades indexadas. En este sentido, cabe indicar que la ampliación del elenco de determinantes de volatilidad en el segundo subperíodo analizado también resulta consistente con el resto de los abordajes metodológicos realizados.

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo permitió constatar la convexidad del perfil riesgo retorno de la industria de capitalización individual uruguaya, habiéndose registrando las oscilaciones más importantes puntualmente en las crisis 2002 y 2008, de rápida evolución hacia niveles de volatilidad moderados.

En particular, el análisis de atribución realizado sobre los determinantes de la volatilidad previsional en el periodo 1996-2010, a partir de la consideración del enfoque de precios de arbitraje, y la utilización de variado instrumental estadístico, demuestra que a posteriori de la gran crisis económico financiera que afectó al país en el período 2002-2003, ha operado una significativa variación de los componentes transmisores de volatilidad al régimen previsional.

En el periodo 1996-2003, las fuentes de incremento del riesgo previsional identificadas estaban constituidas básicamente por la

volatilidad de los retornos de los certificados de depósito locales, nominados en pesos uruguayos, así como la volatilidad de la devaluación peso-dólar. Por otro lado, resultó significativa la inclusión de la volatilidad de los retornos de los certificados de depósito en dólares americanos, así como de la covarianza de los retornos previsionales con el cambio de pendiente de la curva del tesoro americana, con un claro objetivo reductor de la volatilidad previsional.

En el período 2003-2010, en el que predominan las inestabilidades globales (crisis de las *subprime*, crisis global de los mercados de deuda europeos), el elenco de los determinantes de la volatilidad previsional se amplía significativamente, incorporándose los movimientos del riesgo de crédito, con un efecto incremental sobre el riesgo previsional y destacándose además múltiples fuentes de comovimientos negativos con los riesgos representativos de la tasa de interés y su cambio de pendiente, en dólares americanos y fundamentalmente en unidades indexadas. Por otro lado, también se identificó un efecto positivo del riesgo devaluación, tanto en forma directa sobre el riesgo previsional, como a través de la incidencia sobre otras volatilidades relevadas.

El cambio en el set de determinantes muestra además un cambio de estrategia de los administradores previsionales, desde un portafolio de instrumentos concentrado en la plaza financiera local y dominado por el dólar americano en el primer subperíodo, hacia la consideración mayoritaria de instrumentos en unidades indexadas junto con una mayor sensibilidad del riesgo previsional ante los riesgos asociados a esta nueva moneda, así como frente a las variaciones de los spread de deuda uruguayos y el empinamiento de la curva de retornos de los bonos del tesoro americanos.

En suma, las fuentes de volatilidad identificadas en el presente trabajo se encuentran en línea con las investigaciones compiladas sobre determinación de riesgos en los mercados de deuda y en el ámbito de los regímenes previsionales, advirtiéndose la suma relevancia de un correcto análisis de riesgos en las futuras jubilaciones de los afiliados a los regímenes de capitalización individual.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Bodie, Kane & Marcus (1989): *Investments*, Irwin.

Bollerslev, T.; Engle, R. F. & Wooldridge, J. M. (1988): "A capital asset pricing model with time-varying covariances", en *The Journal of Political Economy*, **96**, 116–131.

Brown, S. J. & Weinstein, M. I. (1983): "A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm", en *The Journal of Finance*, **38**(3):711–743.

Chen, N.; Roll, R. & Ross, S. A. (1986): "Economic Forces and the Stock Market", en *Journal of Business*, **59**(3):383–403.

Cho, D. C.; Elton, E. J. & Gruber, M. J. (1984): "On the robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory", en *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **19**(1):1–10.

Dhrymes, P. J.; Friend, I.; Gultekin, M. N. & Gultekin, N. B. (1985): "New tests of the APT and their implications", en *The Journal of Finance*, **40**(3):659–674.

Diacogiannis, G. P. (1986): "Arbitrage Pricing Theory: a critical examination of its empirical applicability for the London Stock Exchange", en *Journal of Business Finance and Accounting*, **13**(3):489–504.

Diez de Castro, L. Mascareñas, J. (1998): *Ingeniería Financiera*. Segunda edición, Mc Graw-Hill.

Engle, R. F., and K. F. Kroner (1995): "Multivariate simultaneous generalized ARCH", en *Econometric Theory*, **11**, 122–150.

Fabozzi, F. (1995): *Bond markets, analysis and strategies*. Third Edition, Prentice Hall.

Fabozzi, F. (1997): *Managing Fixed Income Portfolios*, Frank J. Fabozzi Associates.

Falcone, G. y Montero, J. (2005): Implementación de portafolios múltiples en el sistema de capitalización individual uruguayo, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973): "Risk, return, and equilibrium: empirical tests", en *The Journal of Political Economy*, **81** (3):607–636.

García, Y. y García J. (2006): "Which are the risk factors in the pricing of Personal Pension Plans in Spain?", en *Revista Brasileira de Economia*, **60** (2): 179–192.

Kryzanowski, L. & To, M. C. (1983): "General factor models and the structure of security returns", en *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **18** (1):31–52.

Ley 16.713, Decretos reglamentarios y Recopilación de Normas de Control de Administradoras de Fondos Previsionales, Banco Central del Uruguay, www.bcu.gub.uy.

Pampín, R. y Severi, L. (2002): Análisis de rentabilidad en la administración de los fondos de pensiones: Relevancia de la regulación vigente, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Pascale, R. (1999): *Decisiones financieras*. 3ª. Edición, Ediciones Macchi.

Principales Variables del Régimen de Jubilación por Ahorro Individual Obligatorio, Series Estadísticas, Banco Central del Uruguay, www.bcu.gub.uy.

Roll, R. & Ross, S. A. (1980): "An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory", en *The Journal of Finance*, **35**(5):1073–1103.

Ross, S. (1976): "The arbitrage theory of capital asset pricing theory", en *Journal of Economic Theory*, **13**(3):341–360.

Sarmiento, A. (2004): "El manejo de la deuda pública y el acuerdo realizado con las AFAP", en *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay, Segunda Época, Volumen XI Número 2.

Zimet, F. (2007): Los determinantes del spread de las economías emergentes. Una perspectiva financiera. Trabajo presentado en las XXII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.