



UNIVERSIDAD  
DE LA REPUBLICA  
URUGUAY

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA**

**Facultad de Ciencias Económicas y de Administración**

**Licenciatura en Estadística**

**Un análisis de atribución de riesgos del  
sistema de capitalización uruguayo 1996 - 2010**

María Nela Seijas

Tutores:

Adolfo Sarmiento

Sergio Barszcz

Montevideo, diciembre 2013

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y ADMINISTRACION

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba el trabajo de Pasantía:

**Un análisis de atribución de riesgos del  
sistema de capitalización uruguayo 1996 - 2010**

María Nela Seijas

Tutores: Adolfo Sarmiento

Sergio Barszcz

Licenciatura en Estadística

Puntaje .....

Tribunal

Profesor.....(nombre y firma).

Profesor.....(nombre y firma).

Profesor.....(nombre y firma).

Fecha.....

## **Agradecimientos**

A mis tutores.

Al Dr. Fernando Lorenzo, cuyas clases de Series Temporales II me motivaron a investigar las volatilidades en los mercados financieros.

A los Ec. Fernando Zimet y Diego Gianelli, por sus útiles aportes y sugerencias.

A todos los que de una u otra manera, me acompañaron y me apoyaron en este proceso.

## Resumen

Palabras claves: regresión, volatilidad, GARCH, capitalización individual.

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, resultando de relevancia el estudio de su variabilidad. El objetivo del presente trabajo es identificar las principales fuentes de transmisión de la varianza de los retornos previsionales desde el inicio del sistema hasta diciembre de 2010. A dichos efectos, se identifican las variables representativas de los principales riesgos enfrentados por los retornos del portafolio previsional, en el marco de la teoría de fijación de precios de arbitraje (APT). Posteriormente, se aplican modelos econométricos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada para analizar la variabilidad de cada una de las series temporales consideradas. Los enfoques abordados incluyen la construcción de modelos de regresión de varianzas así como de esquemas multivariantes de modelización GARCH. La evidencia obtenida muestra que antes de la crisis económico-financiera que afectó a Uruguay a partir de 2002, el riesgo devaluación así como ciertos riesgos relacionados con instrumentos financieros locales tenían una importancia fundamental en la varianza previsional mientras que después de la citada crisis, el riesgo de crédito así como los riesgos de tasa de interés y de empinamiento en las curvas correspondientes a las monedas relevantes en el portafolio, sobre todo en unidades indexadas, se erigen como los más significativos. Por otro lado, si bien el riesgo inflación ha sido mitigado por la predominancia de títulos en UI en el portafolio previsional, la vulnerabilidad subsistente de los retornos del FAP al riesgo devaluación, considerando el actual esquema de tipo de cambio flexible, permite reflexionar sobre la necesidad en el uso de instrumentos derivados, que brinden una eficaz cobertura contra el riesgo de tipo de cambio.

# Índice

Introducción.....	9
Capítulo 1 - Marco teórico.....	12
1.1. CAPM.....	12
1.2. Modelo APT.....	16
1.3. Modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva.....	20
1.3.1. Esquemas univariados.....	20
1.3.2. Esquemas Multivariados.....	21
Capítulo 2 - Reseña de literatura.....	22
2.1. Utilizando factores no observables.....	22
2.1.1. Mercados accionarios.....	22
2.2. Utilizando variables pre-especificadas.....	23
2.2.1 Mercados accionarios.....	23
2.2.2. Spread de bonos de economías emergentes.....	25
2.2.3. Mercados previsionales.....	25
2.3. Otros abordajes empíricos – mercados previsionales.....	26
Capítulo 3 - Antecedentes del sistema de capitalización individual en el Uruguay.....	28
Capítulo 4 - Marco conceptual.....	41
Capítulo 5 - Los datos.....	46
5.1. Instrumentos en dólares americanos.....	48
5.1.1. Riesgo tasa de interés – riesgo de reinversión en dólares americanos.....	48
5.1.2. Riesgo de cambios en la pendiente de la curva de Estados Unidos.....	48
5.1.3. Riesgo de crédito.....	49
5.1.4. Riesgo inflación.....	50
5.1.5. Riesgo tipo de cambio.....	50
5.2. Instrumentos en Unidades Indexadas.....	51
5.2.1. Riesgo tasa de interés – riesgo de reinversión en UI.....	52
5.2.2. Riesgo de cambios en la pendiente de la curva en UI.....	52
5.3. Otros Riesgos considerados en el análisis.....	53
5.3.1. Riesgo de tasa de interés de Certificados de depósito en U\$\$.....	54

5.3.2. Riesgo de tasa de interés de Certificados de depósito en \$ .....	54
Capítulo 6 - Estrategia metodológica .....	56
6.1. Abordaje inicial.....	56
6.2. Modelos GARCH y enfoque APT .....	57
6.3. Estrategias metodológicas adoptadas.....	58
6.3.1. GARCH univariado – Inclusión de variables explicativas como regresores en la ecuación de la varianza condicional.....	59
6.3.2. Modelos de regresión lineal múltiple – desvíos st. y covarianzas condicionales .....	59
6.3.3. Esquemas VAR con descomposición de varianza.....	60
Capítulo 7 - Principales resultados .....	61
7.1. Análisis de riesgos y retornos previsionales .....	63
7.2. Evolución de variabilidades condicionales de los factores sistemáticos .....	67
7.3. Identificación de determinantes de la variabilidad previsional .....	68
7.3.1. Ecuación de varianza condicional – Incorporación de regresores.....	70
7.3.2. Modelos de regresión lineal múltiple – desvíos st. y covarianzas condicionales .....	72
7.3.3 Análisis de descomposición de varianza en un modelo VAR.....	77
Capítulo 8 - Conclusiones .....	83
Referencias .....	85
Apéndice A.....	88
Apéndice Estadístico .....	95

## Índice de Tablas

Tabla No. 1	Topes legales de literales de inversión Vigencia 06/96 - 11/10	.....	33
Tabla No. 2	Topes legales de literales de inversión Vigencia 12/10	.....	38
Tabla No. 3	Test de Dickey Fuller aumentado	.....	100
Tabla No. 4	Descripción de códigos de monedas	.....	100
Tabla No. 5	Resumen de los modelos de media y varianza condicional	.....	62
Tabla No. 6	Descripción de series de varianza condicional	.....	101
Tabla No. 7	Ecuación de la varianza condicional de Irentafap 1996 – 2010	.....	71
Tabla No. 8	Modelo de regresión lineal múltiple 1996-2003	.....	73
Tabla No. 9	Modelo de regresión lineal múltiple 2003-2010	.....	75
Tabla No. 10	Descomposición de varianza de Irentafap – Período 1996-2003	.....	77
Tabla No. 11	Descomposición de varianza de Irentafap – Período 2003-2010	.....	78

## Índice de figuras

Figura No. 1	Riesgo sistemático vs. no sistemático	.....	15
Figura No. 2	Inversiones del FAP según literales del art. 123 de la Ley 16.713 (I)	.....	34
Figura No. 3	Inversiones del FAP según literales del art. 123 de la Ley 16.713 (II)	.....	35
Figura No. 4	Inversiones del FAP según moneda (I) Jun-96 – Dic-10	.....	39
Figura No. 5	Inversiones del FAP según moneda (II) Jun-96 – Dic-10	.....	95
Figura No. 6	Valor cuota promedio mensual del sistema en pesos uruguayos	.....	46
Figura No. 7	Rentabilidad mensual del Fondo de Ahorro Previsional en pesos uruguayos	.....	47
Figura No. 8	Tasas de rendimiento de Treasury Bills a 6 meses	.....	95
Figura No. 9	Diferencial del Treasury Bond a 10 años frente al Treasury Bill a 6 meses	.....	96
Figura No. 10	UBI (promedios mensuales) 1996 – 2010	.....	96
Figura No. 11	Inflación doméstica	.....	98
Figura No. 12	Devaluación peso uruguayo – dólar americano 1996-2010	.....	97
Figura No. 13	Tasas de referencia en Unidades Indexadas a tres meses	.....	98
Figura No. 14	Diferencial de las tasas de referencia UI 10y-3m	.....	98
Figura No. 15	Retornos de Certificados de Depósito en dólares americanos	.....	99
Figura No. 16	Retornos de Certificados de Depósito en pesos uruguayos	.....	99
Figura No. 17	Desvío estándar condicional de retornos previsionales	.....	65
Figura No. 18	Riesgo – Retorno previsional	.....	66
Figura No. 19	Varianzas condicionales de los factores sistemáticos	.....	67
Figura No. 20	Varianzas cond. de factores respecto a varianza previsional –1996-2003	.....	69
Figura No. 21	Varianzas cond. de factores respecto a varianza previsional –2003-2010	.....	70
Figura No. 22	Modelo de regresión múltiple 1996 – 2003	.....	74
Figura No. 23	Modelo de regresión múltiple 2003 – 2010	.....	76
Figura No. 24	Covarianzas de retornos previsionales frente a riesgos relevantes seleccionados	.....	80



## Introducción

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).

El pilar de capitalización individual uruguayo se caracteriza por ser un sistema obligatorio, personal y de contribuciones definidas. Esto significa que, si bien se establece concretamente que el aporte al FAP resulta ser básicamente un porcentaje sobre los ingresos laborales, la prestación jubilatoria a obtener al final de la vida activa va a depender fundamentalmente de los aportes realizados por los trabajadores y del nivel de rentabilidad generada por la AFAP [Saldain, 45]. En otras palabras, el valor de la prestación a obtener al final del período de cotización va a depender del esfuerzo contributivo realizado por el trabajador (nivel de ingresos laborales, densidad de cotización, tiempo de contribución al pilar de capitalización, entre otros factores) y del porcentaje de rentabilidad obtenido por las AFAP en base a la administración de los fondos previsionales en el mercado. En efecto, 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.

Los cálculos de rentabilidad previsional son realizados periódicamente por el Banco Central del Uruguay en base a la información de valuación diaria de los portafolios previsionales, que es objeto de control por el organismo regulador. El primer cálculo de rentabilidad anual correspondió al período agosto de 1996 a julio de 1997. El valor cuota diario de cada portafolio es el insumo principal para el cálculo de la rentabilidad de cada FAP, calculado todos los días hábiles por el BCU. A su vez, la rentabilidad del sistema se determina en base al valor cuota promedio del régimen, cuyo cálculo se explicita más adelante en el trabajo. En efecto, los cálculos de rentabilidad bruta nominal y real, de un FAP y del régimen, para un mes o un año, se determinan en base al concepto del valor cuota, es decir, de información real, mientras que para calcular la rentabilidad neta proyectada se utilizan ciertos supuestos simplificadores para realizar el cálculo.

La ley 16.713 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.

En este sentido, la selección del esquema de inversiones del FAP se encuentra íntimamente relacionada con el estadio de maduración en que se encuentra el sistema, dado que este afecta el horizonte temporal de las inversiones incorporadas a los fondos previsionales. Habiendo cumplido

más de quince años de vigencia, el pilar de capitalización uruguayo se encuentra en plena fase de crecimiento, o de acumulación, donde los aportes al FAP superan mensualmente a los egresos del FAP, correspondientes a las cuentas de capitalización individual de afiliados que se desvinculan del régimen por jubilación, incapacidad total o muerte.

Al respecto, según estudios citados en Illanes [30], en el entorno del año 2017 los egresos del FAP comenzarían a superar a los ingresos por aportes y entorno al año 2040 se produciría el punto de maduración del sistema, estabilizándose en un valor del 19% del PBI, aproximadamente.

Dada su importancia en el valor de la cuenta de capitalización individual de los trabajadores, el estudio de la trayectoria temporal de la rentabilidad promedio de los fondos previsionales, así como su grado de variabilidad, 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. Esta variabilidad de los retornos constituye el foco de nuestro análisis, por lo cual se entiende relevante determinar los factores generadores de variabilidad, a partir de la identificación de diversas variables que explican la evolución de los rendimientos del FAP y por tanto inciden en la estructura del riesgo-retorno de los mismos.

A efectos de la determinación de los riesgos de los retornos del pilar de capitalización, se utiliza un enfoque de tipo multifactorial, basado en el modelo de fijación de precios de arbitraje (APT), considerando los factores de riesgo sistemáticos que afectan los retornos del pilar. Al respecto, se detallan los riesgos habitualmente seleccionados con portafolios de renta fija según Fabozzi [20] [21], que compone prácticamente la totalidad de las inversiones del Fondo de Ahorro Previsional durante toda su existencia.

Si bien el modelo APT ha sido utilizado extensivamente en relación a los retornos de los mercados accionarios, existen algunas investigaciones que realizan aplicaciones a mercados de renta fija. Tal es el caso de Fama & French [23], García & García [26] y Zimet [50], cuyos resultados resultan compatibles con la temática abordada en la presente investigación, brindando aproximaciones a los factores de riesgo determinados en los mercados previsionales y a los spread de los títulos de deuda soberana de países emergentes, respectivamente.

El presente estudio identifica los principales factores determinantes de la variabilidad de los retornos previsionales desde su inicio en junio de 1996. El análisis está enmarcado en el enfoque de Fijación de Precios de Arbitraje y se implementa utilizando modelos econométricos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH) y algunas de sus extensiones. Se utilizan asimismo diferentes abordajes econométricos alternativos para determinar en qué medida las varianzas de los factores pueden ser identificadas como determinantes de la variabilidad

de los retornos previsionales en el periodo analizado. A esos efectos, se emplea la variación del valor cuota promedio del sistema como indicador del rendimiento medio, con una frecuencia mensual.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. Luego de la introducción, en el capítulo 1 se analiza el marco teórico a utilizar en el trabajo, mientras que en el capítulo 2 se realiza la reseña de literatura en relación a las aplicaciones del modelo APT al ámbito de los mercados financieros. En el capítulo 3, se repasan los antecedentes del sistema de capitalización individual en el Uruguay, consignándose en el capítulo 4 el marco conceptual aplicable y describiendo los datos a utilizar en el capítulo 5. La estrategia metodológica se analiza en el capítulo 6 y el capítulo 7 incluye los principales resultados obtenidos del análisis de investigación realizado. Finalmente, en el capítulo 8 se incluyen las conclusiones.

# Capítulo 1 - Marco teórico

## 1.1. CAPM<sup>1</sup>

La teoría del portafolio trata acerca de la constitución y selección de la óptima combinación de inversiones, para inversores aversos al riesgo. Los aportes sustantivos de la teoría fueron desarrollados por Markowitz [35] [36], en lo relativo a aplicaciones a los mercados de capitales.

En un contexto de portafolio, la determinación del riesgo implica evaluar una combinación de varias inversiones. En otras palabras, cada inversión significa un aporte a las relaciones de riesgo y rendimiento de un portafolio, operando las condiciones de la diversificación.

El enfoque de la teoría del portafolio consta de cuatro etapas:

- 1) Determinar a partir de qué activos se va a constituir el conjunto de portafolios óptimos;
- 2) Analizar los activos elegidos en la etapa anterior, determinando los rendimientos esperados, varianzas y covarianzas de todos los activos considerados;
- 3) Identificar el conjunto de portafolios eficientes. A partir de los rendimientos esperados y las varianzas y covarianzas de los activos involucrados, se determina la composición de activos, así como el riesgo y rendimiento de los portafolios eficientes que componen el conjunto eficiente. Este concepto conforma la frontera de eficiencia, que vincula al riesgo (medido por la varianza) con los rendimientos esperados;
- 4) Elección, por parte del inversor, del portafolio óptimo, en términos de su apreciación subjetiva sobre el riesgo.

Como se puede apreciar, en el modelo de Markowitz, se trabaja con la primera aproximación al riesgo, que es el riesgo total, cuyo subrogante cuantitativo es la varianza (o desviación típica). La frontera de eficiencia de Markowitz se conforma sobre la base de los rendimientos esperados y las varianzas (o desviaciones estándar) y el óptimo se verifica en la tangencia de una curva de indiferencia del inversor con la citada frontera. Dicho modelo está elaborado a partir de activos riesgosos, no existiendo activos que tengan rendimientos conocidos con certeza (activos libres de riesgo).

---

<sup>1 2</sup> Los conceptos expuestos en este capítulo se elaboran en base a Bodie [4] y Ross et al [44].

En 1963, Sharpe [48] introduce el modelo de fijación de precios de activos de capital (*CAPM*, *Capital Asset Pricing Model*), en el que se analiza cómo un inversor averso al riesgo puede movilizarse en un mundo de dos parámetros (rendimiento esperado y varianza) para construir portafolios utilizando una combinación del portafolio de mercado y de un activo libre de riesgo.

El CAPM se asienta en una serie de supuestos, que son los siguientes:

- a) Los inversores son diversificadores eficientes de inversiones en el sentido dado por Markowitz, esto es, buscan formar portafolios eficientes. Los supuestos del mismo se basan en que los inversores son aversos al riesgo, al que miden a través de la desviación estándar de los rendimientos del portafolio.
- b) El CAPM es aperiódico, es decir que todas las inversiones tienen el mismo periodo para su planificación, es decir, un trimestre, un año, etc.
- c) Los inversores tienen expectativas homogéneas, visualizando idénticas funciones de probabilidad para los rendimientos futuros.
- d) Existe un mercado de capitales perfecto, es decir:
  - a. Todos los activos son perfectamente divisibles y comercializables;
  - b. No hay costos de transacciones ni de información;
  - c. No existen impuestos;
  - d. Cada comprador o vendedor tiene efectos prácticamente iguales sobre el mercado;
  - e. Existe ilimitada cantidad de dinero para prestar o pedir prestada a una misma tasa de interés para los inversores.
- e) Existencia de una tasa de interés libre de riesgo.
- f) Inexistencia de inflación.

A efectos de determinar el precio de un activo riesgoso, el CAPM considera que el riesgo total se puede dividir en dos tipos de riesgo: sistemático y no sistemático. El *riesgo sistemático* ha sido definido por Sharpe como el mínimo nivel de riesgo al que se llega con la diversificación de portafolios tomando un número significativo de activos. Se conoce también como riesgo no diversificable o riesgo de mercado, encontrándose vinculado al mercado en general, a las condiciones generales de la economía, a la inflación o factores políticos, entre otros.

La otra porción de riesgo, el *riesgo no sistemático*, es el porcentaje de variabilidad de un activo que puede ser eliminado a través de la diversificación eficiente. Este riesgo se conoce también como riesgo diversificable, riesgo residual o riesgo específico de una empresa.

El CAPM se asienta en que un solo factor (el mercado) afecta los rendimientos de un activo. Esta relación es conocida como *modelo de mercado*, que vincula linealmente los rendimientos de un activo con los rendimientos del portafolio de mercado y se expresa como:

$$(1) r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it}$$

donde:

$r_{it}$  es la tasa de rendimiento de un activo  $i$  en el momento  $t$

$r_{mt}$  es el rendimiento del portafolio de mercado en el momento  $t$

$\alpha_i$  es el componente que no corresponde al mercado en el rendimiento del activo  $i$

$\beta_i$  es el termino que relaciona los cambios en los rendimientos del activo  $i$  con los cambios en el rendimiento del portafolio de mercado

$\varepsilon_{it}$  es el término de error aleatorio que refleja el riesgo no diversificable asociado con la inversión en un activo  $i$

En particular, (2) 
$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$$

donde:

$\sigma_{im}$  es la covarianza entre los rendimientos del activo  $i$  y el mercado

$\sigma_m^2$  es la varianza de los rendimientos del mercado

El beta muestra en qué medida los rendimientos de un activo cambian sistemáticamente con las variaciones en los rendimientos del mercado. El beta es entonces un índice de riesgo sistemático, dadas las condiciones generales de mercado que no pueden ser eliminadas por la diversificación. A medida que se incluyen activos en el portafolio, los riesgos no sistemáticos de los activos individuales se compensan entre sí. Una cartera totalmente diversificada no tiene riesgo no sistemático, pero sigue presentando riesgo sistemático.

En equilibrio, la expresión básica del CAPM, que se conoce como *recta del mercado de capitales*, es la siguiente:

$$(3) \bar{r}_i = r_f + [\bar{r}_m - r_f] \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$$

donde:

$\bar{r}_i$  es la tasa de rendimiento de un activo  $i$  en equilibrio

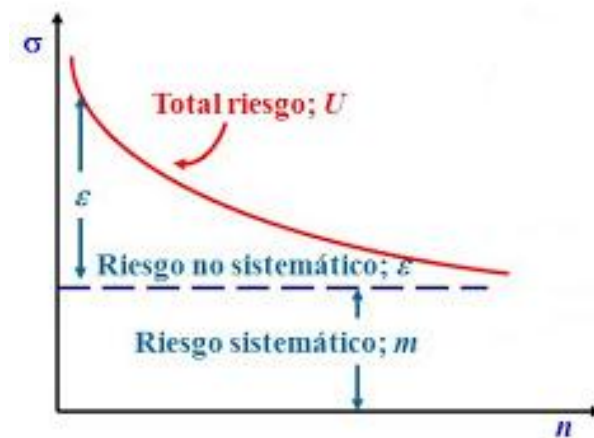
$r_f$  es la tasa libre de riesgo

$\bar{r}_m$  es el rendimiento esperado del portafolio de mercado

De manera que la tasa de rendimiento en equilibrio de un activo  $i$ , es igual a la tasa libre de riesgo más un premio por el riesgo, que es a su vez el producto del “precio” por el riesgo  $[\bar{r}_m - r_f]$  y la “cantidad” de riesgo  $\beta_i$ .

El CAPM describe entonces una relación positiva y lineal entre el beta de un título - su riesgo sistemático - y su rentabilidad esperada.

**Figura No. 1 – Riesgo sistemático vs. no sistemático**



Fuente: Pascale [40]

En el caso de un portafolio de activos, el beta se define como un promedio ponderado de los betas individuales de cada activo, considerando la porción que cada activo tiene en el total del portafolio.

$$(4) \beta_p = \sum_{j=1}^n x_j \beta_j$$

donde:

$\beta_p$  es el beta del portafolio

$x_j$  es el porcentaje de cada activo en el total del portafolio

$n$  es el número de activos

$\beta_j$  es el beta del activo  $j$

El CAPM ha recibido varias críticas en relación a sus características específicas, algunas de las cuales se detallan a continuación. En primer lugar, el CAPM es un modelo de una sola variable explicativa del riesgo sistemático. Sin embargo, es probable que existan varias fuentes de riesgo sistemático. En este sentido, los modelos multifactoriales desarrollados por Merton [37] y Ross [43] establecen que los inversores están preocupados por los riesgos del mercado pero también existen otros riesgos que les preocupan. En otras palabras, dichos estudios concluyen que el rendimiento esperado de un activo está ligado no sólo al mercado, sino a otros factores, entre ellos el tamaño de la firma, su crecimiento y capitalización.

Por otro lado, Fama & French [23], trabajando sobre los rendimientos de las acciones transadas en NYSE, AMEX y NASDAQ entre 1963 y 1990, concluyen que las diferencias en betas no explicaban las performances de las diferentes acciones. No obstante ello, el valor total de mercado de la firma y el ratio de su valor de libros al valor de mercado sí lo explicaban. Al respecto, los rendimientos del mercado se obtienen a través de algún proxy del mismo. Por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, se utiliza habitualmente el índice S&P 500. Sin embargo, Roll & Ross [42] establecen que los índices de mercado son sólo proxies, no incluyendo a todas las acciones disponibles en el mercado. Por lo tanto, la diferencia que existe entre el proxy y el índice de mercado “real” resulta relevante pues pequeños errores en el cálculo del beta de una acción puede significar que no existan vínculos entre ella y los rendimientos esperados. Pero a su vez grandes errores pueden en apariencia producir un claro vínculo entre el beta y los rendimientos.

A pesar de las críticas recibidas, el modelo CAPM ha significado un avance importante en el tratamiento del riesgo en finanzas al sentar una proposición para la determinación del riesgo esperado de un activo financiero en condiciones de equilibrio. Se trata de una teoría que, sin tener pruebas concluyentes positivas en materia de validación empírica, es ampliamente utilizada en la toma de decisiones.

Un modelo alternativo al CAPM es la llamada teoría de fijación de precios de arbitraje (*APT*, *Arbitrage Pricing Theory*), originalmente elaborada por Ross [43].

## 1.2. Modelo APT<sup>2</sup>

El modelo de fijación de precios de arbitraje establece que el rendimiento de un activo financiero está linealmente relacionado con  $H$  factores, describiendo el mecanismo por el cual el arbitraje



efectuado por los inversores lleva a la convergencia del precio desequilibrado de un activo a su precio esperado de acuerdo con el modelo. Al respecto, se entiende por arbitraje a 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. El modelo APT no propone cuáles son los factores económicamente relevantes, sino que sólo establece que hay una relación entre los mismos y los rendimientos de los activos financieros. Su expresión básica, partiendo de la ecuación del modelo de mercado, es la siguiente:

$$(5) \quad r_{it} = r_f + \sum_{j=F_1}^{F_H} \beta_{ji} F_{jt} + \varepsilon_{it}$$

donde:

$r_{it}$  es el retorno del activo i en el momento t

$r_f$  es la tasa libre de riesgo

$\beta_{ji}$  es la sensibilidad del activo i con respecto al factor sistemático j

$F_{jt}$  es el valor del factor sistemático j en el momento t

$\varepsilon_{it}$  es el término de error aleatorio que refleja el riesgo no diversificable asociado con la inversión en un activo i

En definitiva, el APT establece que los inversores desean ser compensados por todos los factores que sistemáticamente afectan el rendimiento del activo.

En una formulación alternativa del 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:

$$(6) \quad R_i = \alpha_i + \sum_{j=F_1}^{j=F_H} \beta_{ji} R_j + e_i$$

donde  $R_j$  es el retorno extra del factor sistemático F sobre la tasa libre de riesgo,  $\alpha_i$  y  $\beta_i$  son parámetros que cuantifican el valor de  $R_i$  cuando  $R_j$  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 (6) es plausible de ser extendido considerando que a la hora de la implementación empírica del modelo, en lugar de un único activo es generalmente necesario un portafolio. En este caso, la tasa de retorno esperada global resulta ser la suma de las tasas de rendimiento esperadas correspondientes a cada activo, ponderada en base a la participación de cada activo en el portafolio, 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 variabilidad 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:

$$(7) R_p = \alpha_p + \sum_{j=F_1}^{j=F_H} \beta_{pj} R_j$$

siendo  $R_p$  el retorno extra de un portafolio bien diversificado.

Al respecto, se demuestra que  $\alpha_p$  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 posibilidades de arbitraje. De aquí se obtiene que la relación anterior se transforme en la siguiente:

$$(8) R_p = \sum_{j=F_1}^{j=F_H} \beta_{pj} R_j$$

Sustituyendo la definición de retorno extra se obtiene que:

$$(9) r_p - r_f = \sum_{j=F_1}^{j=F_H} \beta_{pj} (r_j - r_f)$$

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 (9) se transforma en:

$$(10) \quad E\left(\frac{r_p}{I}\right) = r_f + \sum_{j=F_1}^{j=F_H} \beta_{pj} \left[ E\left(\frac{r_j}{I}\right) - r_f \right]$$

Nótese que por definición (11)  $E\left(\frac{r_f}{I}\right) = r_f$  y que (12)  $E\left(\frac{r_j}{I}\right) = r_j$

o lo que es lo mismo,

$$(13) \quad \bar{r}_p = r_f + \beta_{pF1} [\bar{r}_{F1} - r_f] + \beta_{pF2} [\bar{r}_{F2} - r_f] + \dots + \beta_{pFH} [\bar{r}_{FH} - r_f]$$

donde:

$\bar{r}_p$  es el retorno esperado del portafolio

$\beta_{pFH}$  es la sensibilidad del portafolio p con respecto al factor sistemático H

$\bar{r}_{FH} - r_f$  es el premio esperado por el riesgo del factor sistemático H sobre la tasa libre de riesgo  $r_f$  o premio por el riesgo sistemático H

La compensación por el riesgo propuesta por el APT resulta ser entonces la suma de los productos de la “cantidad” de riesgo sistemático de cada factor  $\beta_{iFH}$ , por el “precio” del riesgo asignado por los mercados financieros. Cada factor representa un riesgo que no se puede diversificar. Se supone que, a través de una diversificación eficiente, los riesgos no sistemáticos fueron eliminados. Cuanto más alto es el beta de un activo respecto a un factor determinado, más alto resulta el riesgo del activo. Puesto que en el lado derecho de la ecuación aparecen muchos factores, el planteo del APT tiene el potencial de medir las rentabilidades esperadas con mayor precisión que el CAPM.

En definitiva, el riesgo sistemático es la base teórica para desarrollar los dos modelos de fijación de precios de activos financieros comentados. Lo que diferencia los modelos 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 varios factores

de riesgo sistemático. En efecto, la comparación del CAPM y del APT permite señalar que este último se transforma en el modelo original del CAPM si el único factor considerado es el riesgo de mercado.

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 resulta posible medir la sensibilidad del rendimiento -y su variabilidad- del activo con relación a cada factor por medio del uso de técnicas estadísticas idóneas.

Al momento de validar empíricamente el modelo APT, se sustituye el problema de determinar el verdadero portafolio de mercado por el problema de establecer cuáles son los factores de riesgo sistemático y la medición de esos factores.

En base a lo explicitado anteriormente en el trabajo, considerando su esquema multifactorial y la potencialidad de una medición más precisa de los rendimientos, se ha optado por utilizar la Teoría de Fijación de Precios de Arbitraje como planteo teórico para explicar cómo se determinan los rendimientos de las inversiones previsionales y su variabilidad.

### **1.3. Modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva**

#### **1.3.1. Esquemas univariados**

Los recientes desarrollos en la econometría financiera requieren el uso de modelos y técnicas que sean capaces de modelar no solamente la actitud de los inversores hacia los retornos esperados, sino también hacia el riesgo (o incertidumbre). El análisis econométrico convencional visualiza la varianza de los términos de error como constante a través del tiempo (supuesto de homocedasticidad). Sin embargo, muchas series de tiempo económicas y principalmente financieras exhiben periodos de alta variabilidad, seguidos de periodos de relativa calma o baja variabilidad. En dichos casos, es claro que el supuesto de homocedasticidad o varianza constante es muy limitante, resultando preferible examinar patrones que permitan que la varianza dependa de su historia. En otras palabras, en lugar de la varianza incondicional (que es la varianza a largo plazo, y se puede tratar como constante), es mejor examinar la varianza condicional, basada en el mejor modelo de la variable bajo consideración.

Consideremos por ejemplo un inversor que está planificando comprar un activo en el momento  $t$  y venderlo en el momento  $t+1$ . Para este inversor, el pronóstico de la tasa de rendimiento de este activo no resulta suficiente sino que estará interesado en la varianza de los retornos en el periodo de inversión. En consecuencia, la varianza incondicional tampoco resulta de utilidad; el inversor va a querer examinar el comportamiento de la varianza condicional de la serie para estimar el nivel de riesgo del activo en un determinado periodo de tiempo.

Los modelos que permiten modelizar la variabilidad o varianza de las series conforman la familia de modelos ARCH. El detalle de los modelos ARCH, GARCH, EGARCH, GARCH-M y EGARCH-M se encuentra en el Apéndice A.

### 1.3.2. Esquemas Multivariados

Los modelos GARCH analizados hasta el momento son de tipo univariado. Dada la interpretación de shocks como noticias y el hecho de que por lo menos algunas noticias pueden afectar a varios activos en forma simultánea, se podría sugerir que la variabilidad de diferentes activos se mueve conjuntamente a través del tiempo. Consecuentemente, resulta de interés considerar modelos multivariados para describir la varianza de varias series de tiempo conjuntamente, a efectos de explotar las vinculaciones que puedan existir. Una motivación alternativa para los modelos multivariados es que un aspecto importante en la economía financiera es la construcción de portafolios de varios activos. En este sentido, las covarianzas entre los activos juegan un rol crítico en el proceso decisorio, como en el modelo APT, por ejemplo. Los esquemas GARCH multivariados pueden ser usados para modelizar el comportamiento variante en el tiempo de estas covarianzas condicionales.

El detalle de los modelos GARCH multivariados utilizados en el trabajo se encuentra en el Apéndice A.

## Capítulo 2 - Reseña de literatura

La revisión de literatura realizada sobre las aplicaciones del modelo APT a los mercados financieros versa casi exclusivamente sobre los mercados accionarios, siendo escasa la producción académica referente a los valores de renta fija.

Al respecto, los estudios multifactoriales de valuación de activos financieros con factores de riesgo sistemáticos se pueden clasificar de acuerdo a dos líneas diferentes de investigación:

- los estudios que someten a prueba la pertinencia del modelo APT propuesto por Ross [43] y que no usan factores preestablecidos sino variables explicativas no observables 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.

### 2.1. Utilizando factores no observables

#### 2.1.1. Mercados accionarios

Se trata de los primeros estudios de validación empírica del modelo APT, considerando factores no observables extraídos de analizar los retornos de los activos a través de técnicas estadísticas de análisis factorial. Estas investigaciones aplican a su vez restricciones en la matriz de covarianzas de los retornos a efectos de determinar las sensibilidades de los factores, dado que los factores subyacentes no son observables en este contexto. Entre los autores que han utilizado el modelo APT bajo este enfoque en el mercado accionario de Estados Unidos, se debe destacar a Roll & Ross [42], quienes trabajando sobre las acciones listadas en NYSE y AMEX<sup>2</sup> realizaron una prueba empírica del APT en dos etapas. Los citados autores obtienen evidencia de que los retornos de las acciones en el periodo 1962-72 parecen depender de tres y probablemente cuatro factores comunes, asociados con un premio por el riesgo positivo que compensa por la variación no diversificable que se registra en el proceso generador de retornos.

Por otro lado, Brown y Weinstein [8] realizan una nueva aplicación del modelo APT, utilizando los mismos datos de Roll & Ross [42], y obtienen resultados consistentes con el modelo APT de tres factores propuesto por aquellos. En particular, encuentran evidencia de que puede existir un mínimo de tres factores macroeconómicos y no más de cinco, si el modelo APT es correcto.

---

<sup>2</sup> New York Stock Exchange y American Stock Exchange.

Sin embargo, Cho et al. [11] cuestionan la robustez del procedimiento de testeo del modelo APT aplicado por Roll & Ross [42]. En efecto, a partir de la aplicación de experimentos de simulación sobre retornos diarios de valores listados en NYSE y AMEX en el período 1973-80, argumentaron que el método usado por los citados autores tiende a sobreestimar el número de factores explicativos en el proceso generador de retornos.

Asimismo, Dhrymes et al [12] argumentan que los resultados del testeo del modelo APT resultan ser extremadamente sensibles al número de valores utilizados en las dos etapas del testeo. Los datos utilizados corresponden a retornos diarios correspondientes a acciones transadas en AMEX y NYSE, entre 1962 y 1981. Los autores encuentran que, a medida que se incrementa el número de valores testeados, tanto el número de factores identificados en la primera etapa como el número de factores asociados a una prima de riesgo no negativa en la segunda etapa, registran un incremento. Además, manifiestan que el procedimiento no es lo suficientemente riguroso dado que a su juicio los test de significación de primas de riesgo específico o individual son inválidos en un contexto de análisis factorial. En la misma línea, se expresan Diacogiannis [13], que analiza las acciones transadas en la London Stock Exchange y Kryzanowski et al [31], para la NYSE y la Toronto Stock Exchange.

En definitiva, el emblemático estudio realizado por Roll & Ross [42] a partir de factores no observables así como los estudios posteriores comentados ha recibido numerosas críticas, al expresarse sobre la cantidad pero no sobre la identidad de los factores subyacentes identificados en el proceso generador de retornos.

## **2.2. Utilizando variables pre-especificadas**

### **2.2.1 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. [10]. 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 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”* (“Existe una brecha bastante vergonzosa entre la teóricamente exclusiva importancia de las “variables de estado” sistemáticas y nuestra ignorancia completa de su identidad. Los movimientos

*conjuntos de los precios de los activos sugieren la presencia subyacente de influencias exógenas, pero aún no hemos determinado qué variables económicas, en su caso, sean las responsables.”)*

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<sup>3</sup>, revelando una influencia significativa en la variabilidad de los retornos accionarios, pero una influencia no significativa en el premio por el riesgo de los retornos esperados cuando se comparaba con las variables macroeconómicas citadas.

Este estudio muestra que la producción industrial, los cambios en el riesgo de default y los cambios en la curva de rendimientos son factores de riesgo sistemático significativo en la valuación de acciones, mientras que las variables de inflación no anticipada y cambios en la inflación esperada muestran significación estadística más débil. 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 identificación de los factores determinantes del proceso de generación de retornos en los mercados accionarios.

Según cita Pascale [40], en 1989 los autores Sorensen, Mezrich y Thum, 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

---

<sup>3</sup> NYSE index.



mercado, aquellas variables que resulten necesarias para describir el correspondiente estado de la naturaleza.

### 2.2.2. Spread de bonos de economías emergentes

En el ámbito nacional, Zimet [50], presentó una primera aproximación al análisis de los determinantes del spread que pagan los bonos de 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 bonos 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 y riesgo de reinversión, el riesgo de cambios en la pendiente en la curva de rendimientos del gobierno de Estados Unidos 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, destacando 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 aplicados sobre valores de renta fija soberanos, lo que puede constituirse en una guía a efectos de la determinación de los factores explicativos del proceso generador de retornos en el ámbito previsional uruguayo.

### 2.2.3. Mercados previsionales

En referencia a la industria previsional, en 2006 García & García [26] investigaron si la teoría APT y en particular el modelo sugerido por Chen et al. [10] 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. La muestra se componía de 87 fondos de planes de pensiones personales, donde se encontraban fondos de renta fija y variable. A efectos de comparar el desempeño de ambos modelos, los autores especificaron modelos de regresión a semejanza de los utilizados por Fama y MacBeth [24].

Las variables identificadas como posibles factores de riesgo en el citado estudio son las siguientes:

- Cambios en la inflación esperada;
- Inflación no anticipada;
- Cambios no anticipados en la estructura temporal de las tasas de interés;
- Premio por el riesgo de default;
- Variación mensual en el índice de producción industrial;

- Proxy del retorno del portafolio de mercado (IBEX-35 o IGBM)<sup>4</sup>

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. En el primer caso, la variable utilizada tiene un signo negativo, debido a la alta incertidumbre en el mercado durante los últimos años cubiertos en el estudio. En cambio, el premio por el riesgo de crédito positivo muestra que en la valuación de los planes de pensiones personales en España es un factor significativo, en línea con Chen et al [10].

De esta forma, los factores de riesgo en los planes de pensiones personales se derivan mayormente del mercado de renta fija más que de las acciones o cualquier otra variable macroeconómica. Todo ello resulta consistente con el objetivo final de los planes de pensiones de ahorro para el retiro y el carácter conservador que caracteriza la administración de los portafolios previsionales. Los resultados obtenidos están en la misma línea que los sugeridos por Fama y French [23], en su estudio de valuación de bonos. Estos autores han observado que el rendimiento de los bonos está dominado por los factores de riesgo relacionados con la fecha de vencimiento de los títulos o 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 –dado que los fondos analizados incluyen un componente importante de renta variable–, puede constituir un interesante aporte desde el punto de vista de las variables identificadas como factores sistemáticos explicativos.

### **2.3. 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. [22], Pampín et al. [39] y Laporta et al [32] 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 simplificadoros.

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

---

<sup>4</sup> Madrid Stock Exchange General Index (IGBM) y Stock Market Index (IBEX-35)

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 selección y relevancia de los factores de riesgo está determinada por la composición de las carteras que, de acuerdo a la estructura y tiempo de maduración del sistema en cuestión, podrá tener un perfil de riesgo-retorno más o menos conservador. En referencia al sistema de capitalización uruguayo, con un componente mayoritario de renta fija, se entiende que los resultados obtenidos por Fama y French [23], García & García [26] y Zimet [50] pueden resultar 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<sup>5</sup> que podría ser utilizado como proxy del portafolio de mercado, dado que casi la totalidad de la operativa bursátil se concentra en bonos del gobierno, el mismo no puede ser utilizado en este trabajo puesto que solamente incluye datos generados a partir de 2008.

En el siguiente capítulo 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.

---

<sup>5</sup> Índice bursátil de bonos globales (BVMBG), calculado por la Bolsa de Valores de Montevideo.

## **Capítulo 3 - Antecedentes del sistema de capitalización individual en el Uruguay**

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).

El pilar de capitalización individual uruguayo se caracteriza por ser un sistema personal, obligatorio y de contribuciones definidas. Esto significa que, si bien se establece concretamente que el aporte al FAP resulta ser básicamente un porcentaje sobre los ingresos laborales, la prestación jubilatoria a obtener al final de la vida activa va a depender de los aportes realizados por los trabajadores y del nivel de rentabilidad generada por la AFAP. En otras palabras, el valor de la prestación jubilatoria va a depender del esfuerzo contributivo realizado por el trabajador (nivel de ingresos laborales, densidad de cotización, tiempo de contribución al pilar de capitalización) y del cuántum de rentabilidad obtenido por las AFAP en base a la administración de los fondos previsionales en el mercado.

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 de acuerdo a investigaciones citadas en [30], los egresos por retiro de los trabajadores del pilar de capitalización hacia las compañías aseguradoras comenzarían a superar a los ingresos por aportes de los trabajadores a partir del año 2017. En el Recuadro No. 1, se consignan algunos elementos conceptuales sobre los diferentes estadios de maduración de los sistemas previsionales.

## Recuadro No. 1 – Maduración de los sistemas de pensiones

En todo ciclo vital, es posible distinguir un proceso de evolución pautado básicamente por etapas de nacimiento, crecimiento y estabilidad. El proceso de existencia de un sistema de pensión, independientemente de su naturaleza, consta asimismo de diferentes fases de evolución, que se podrían caracterizar en general como de maduración incipiente, gradual y avanzada. La clasificación de cada sistema en una etapa del proceso, si bien guarda una estrecha vinculación con la antigüedad del sistema, resulta especialmente influida por un cúmulo de factores de distinta índole – institucionales, políticos, demográficos, del mercado de trabajo – que aceleran o enlentecen la transición hacia los distintos estadios del proceso de evolución.

El lanzamiento o implantación de un sistema de pensión coincide con la etapa categorizada como de *Maduración incipiente*, en un proceso de intensa competencia entre las administradoras por captar la mayor participación inicial del mercado, con bajos niveles de comisiones cobradas. Se distingue por la realización de fuertes campañas de marketing y reclutamiento de profesionales y de fuerza de ventas, lo que conlleva altos niveles de gastos operativos y resultados contables bajos o negativos de las administradoras. Esta etapa también se caracteriza por el crecimiento exponencial de los fondos previsionales administrados y del stock de afiliados, la acotada selección de inversiones permitidas para los fondos previsionales y bajos niveles de rentabilidad.

Transitando en el ciclo de vida, más adelante se encuentra la etapa de *Maduración gradual*, o de crecimiento, en la que se flexibilizan las inversiones permitidas a los fondos previsionales –generalmente con consecuencias positivas sobre la rentabilidad– introduciendo gradualmente la calificación de riesgo para ajustar los límites de inversión y verificándose en general la habilitación de la inversión en acciones e inversiones en el extranjero. Otras características distintivas son la reducción en la fuerza de ventas, el consiguiente descenso en el nivel de gastos operativos y el incremento hacia niveles normales de comisiones. En esta etapa, muy extendida en el tiempo, es posible distinguir generalmente distintas sub-etapas de evolución, dado que las características demográficas, políticas y económicas de cada sistema determinan un desarrollo diferente en el transcurso hacia su estabilidad, afectando el ritmo en la transición de los sistemas.

Finalmente, se distingue la fase de estabilidad o consolidación del sistema, o de *Maduración avanzada*, donde el crecimiento de afiliados y de fondos administrados se va estabilizando, acompasándose con el crecimiento del mercado de trabajo del país de que se trate, comenzando a egresar las primeras generaciones de afiliados, al ir alcanzando las edades requeridas para el retiro. Es así que a menudo se caracteriza esta etapa por el equilibrio entre los ingresos por aportes de los trabajadores activos y los egresos por prestaciones del sistema. Asimismo, se profundiza la flexibilización de opciones de inversión, con ampliación del límite de inversiones permitidas y en general se registra también la incorporación de multifondos, destinados a satisfacer las opciones de inversión de distintos perfiles de afiliados.

Fuente: Elaborado en base a Seijas [47]

De esta forma, la selección del esquema de inversiones del FAP se encuentra íntimamente relacionada con el estadio de maduración en que se encuentra el sistema, dado que este afecta el horizonte temporal de las inversiones incorporadas a los fondos previsionales. En consecuencia, la

relación entre el riesgo asumido y el rendimiento de los fondos disponibles en este lapso inicial de funcionamiento del sistema de capitalización uruguayo se encuentra 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 variabilidad 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 variabilidad de los retornos resulta válida también a futuro.

A la fecha del presente trabajo, existían cuatro AFAP<sup>6</sup>, 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 cada FAP, de acuerdo a la siguiente fórmula.

$$(14) VCP_{in} = \frac{\sum VC_{in}}{\sum diashabiles_n}$$

donde  $VCP_{in}$  = valor cuota promedio del FAP i en el mes n, donde  $i=1,2,3,4$ <sup>7</sup>

$VC_{in}$  = valor cuota diario del FAP i para cada día hábil del mes n

En efecto, los derechos de copropiedad de cada uno de los afiliados sobre el FAP están representados por cuotas de igual valor y característica. Así, los aportes de los afiliados que llegan a cada Administradora, están representados por cuotas, que multiplicadas por el valor cuota diario correspondiente, se traducen en el monto en pesos ahorrado por cada uno de ellos. En la medida que cada Administradora invierte los ingresos a los FAP en distintos tipos de inversiones y disponibilidades transitorias de acuerdo a lo que establece la propia Ley 16.713 y sus normas reglamentarias, dichos fondos se van ajustando por la variación obtenida como consecuencia de los intereses corridos y el precio de mercado de cada inversión.

---

<sup>6</sup> Hasta el 30/09/2001, la industria previsional estaba compuesta por seis Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional, que, luego de un proceso de fusiones y adquisiciones, originaron las cuatro AFAP que existen en la actualidad.

<sup>7</sup> De acuerdo a la Comunicación N° 2011/070, del 16/05/2011, el Banco Central del Uruguay define al valor cuota promedio de cada AFAP como el resultado de dividir la sumatoria de los valores cuota de cada día hábil entre el número de días hábiles del mes. Por otro lado, también define al FAP promedio como el resultado de dividir la sumatoria de los valores del Fondo de Ahorro Previsional al final de cada día hábil, determinado según el artículo 55 de la Recopilación de Normas de Control de Administradoras de Fondos Previsionales, entre el número de días hábiles del mes.

El valor cuota para cada Administradora es calculado diariamente por cada AFAP e informado al Banco Central del Uruguay, que valida para cada día hábil tal guarismo.

Por otro lado, el valor cuota promedio mensual del sistema para el mes  $n$  –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 del sistema  $VCP_{sn}$  se detalla a continuación, donde  $FAPP_{in}$  es el FAP promedio mensual de la AFAP  $i$  en el mes  $n$ , suponiendo la existencia de 4 fondos.

$$(15) \quad VCP_{sn} = \frac{\sum_{i=1}^4 VCP_{in} * FAPP_{in}}{\sum_{i=1}^4 FAPP_{in}}$$

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

$$(16) \quad RBNM_{sn} = \frac{VCP_{sn}}{VCP_{s(n-1)}} - 1$$

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

$$(17) \quad RBNA_{sn} = \frac{VCP_{sn}}{VCP_{s(n-12)}} - 1$$

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) igual para todas las AFAP, para transformar los mencionados aportes en cantidad de cuotas. 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.

El primer cálculo de rentabilidad anual correspondió al período agosto/96-julio/97. El Banco Central del Uruguay calcula y publica las rentabilidades anuales brutas, nominales y reales, de cada FAP y del sistema, en base a la información del valor cuota<sup>8</sup>. El menor periodo de determinación de la rentabilidad es mensual, en pesos uruguayos, constituyendo esta rentabilidad el instrumento de análisis para los cálculos de riesgos y retornos que se realiza en el trabajo.

La práctica señalada 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 variabilidad, 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 uruguaya, habiendo representado los valores de renta variable no más del 1% de los fondos bajo administración durante la vigencia del régimen.

Los literales de inversión<sup>9</sup> 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 No. 1 reproduce la estructura derivada de ello:

---

<sup>8</sup> La rentabilidad neta proyectada, en tanto, se calcula en base a supuestos establecidos en el Decreto No. 482/97 del 26/12/97 y las normas reglamentarias correspondientes. Tanto la rentabilidad neta proyectada como la rentabilidad bruta real se calculan en base a la evolución de la Unidad Reajutable, que es la unidad de cuenta del sistema.

<sup>9</sup> 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 No. 1 – Topes legales de literales de inversión - Vigencia 06/1996 - 11/2010**

<b>Literales de Inversión</b>	<b>Topes</b>
A – Valores emitidos por el Estado uruguayo	<b>60%</b>
B - Valores emitidos por el BHU <sup>10</sup> y el BCU	<b>30%</b>
C – Depósitos a plazo en m/n o m/e en instituciones de intermediación financiera locales	<b>30%</b>
D - Valores emitidos por empresas públicas o privadas uruguayas o cuotas partes de fondos de inversión uruguayos	<b>25%</b>
E - Valores representativos de inversiones en sectores productivos	<b>20%</b>
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	<b>15%</b>
G - Operaciones que tengan por objeto la cobertura de riesgos financieros del fondo de ahorro previsional	<b>10%</b>
H - Valores de renta fija emitidos por organismos internacionales de crédito	<b>15%</b>

Fuente: Ley 16.713

Los porcentajes consignados en la tabla anterior estuvieron vigentes hasta noviembre de 2010. Al respecto, es necesario aclarar que la ley No. 18.673, de julio-2010, realiza una reestructuración de literales de inversión de la ley 16.713, vigente desde diciembre de aquel año, que se analiza más adelante.

Algunos requisitos establecidos en la normativa respecto a los instrumentos financieros a incorporar a los literales de inversión de los fondos previsionales 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 radicados en el país y encontrarse debidamente garantizados según determine la reglamentación del Banco Central 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.

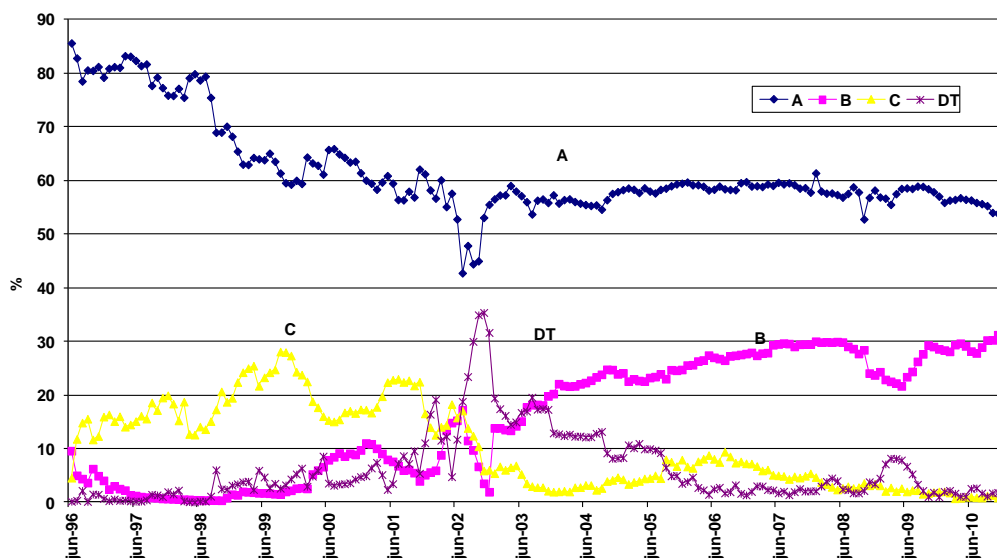
---

<sup>10</sup> Banco Hipotecario del Uruguay

- 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.

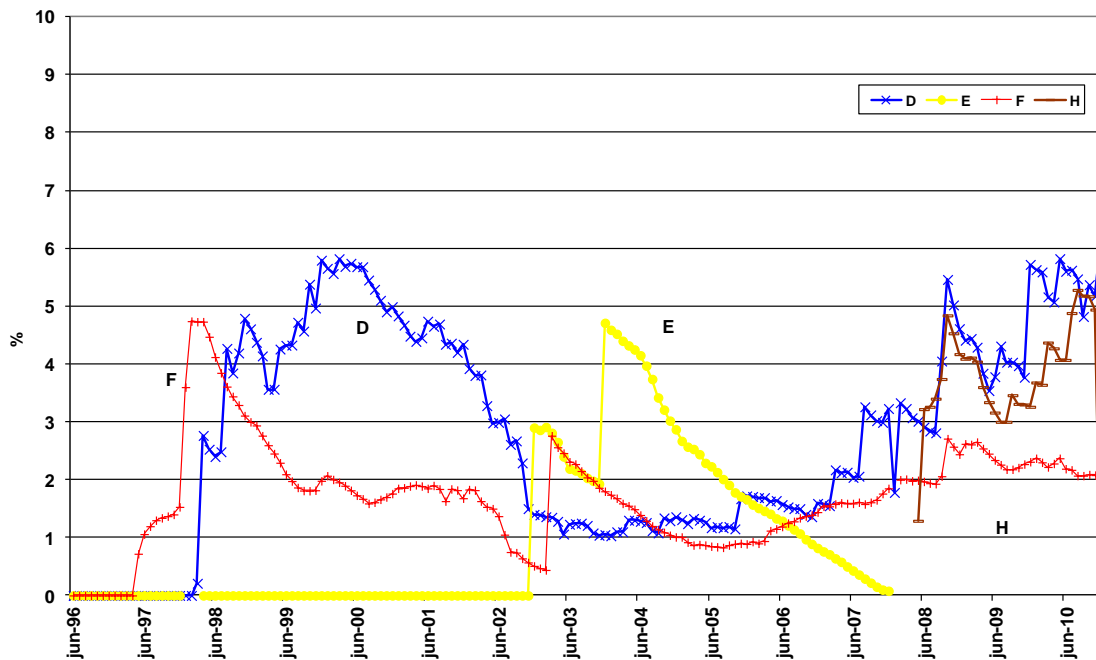
A su vez, la evolución histórica de las inversiones previsionales según literal del artículo 123 de la Ley 16.713 y por moneda en el período analizado, se observan en las figuras 2, 3, 4 y 5 que se muestran a continuación.

**Figura No. 2 – Inversiones del FAP según literales del art. 123 de la Ley 16.713 (I)**



Fuente: Banco Central del Uruguay

Figura No. 3 - Inversiones del FAP según literales del art. 123 de la Ley 16.713 (II)



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 bancocentralista 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 postergó 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 [Sarmiento, 46]. Este canje de deuda pública determinó incrementos en las inversiones de los literales A) y B). A fines de este año se observó 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 internacional del portafolio previsional, dado que las AFAP realizaron las primeras inversiones en instrumentos emitidos por organismos multilaterales de crédito (literal H), pasibles de ser incorporadas a las inversiones del portafolio previsional desde la modificación legal realizada en 2007, logrando mitigar 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.

Como se manifestó anteriormente, 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.

De manera que los límites máximos de cada uno de los literales de inversión, una vez operadas las modificaciones introducidas por la ley No. 18.673, se resumen en la Tabla No. 2:

**Tabla No. 2 – Topes legales de literales de inversión – Vigencia 12/2010**

<b>Literales de Inversión</b>	<b>Topes</b>
A – Valores emitidos por el Estado uruguayo e instrumentos de regulación monetaria emitidos por el Banco Central del Uruguay	<b>90%</b>
B - Valores emitidos por empresas públicas o privadas uruguayas; certificados de participación, títulos de deuda o títulos mixtos de fideicomisos financieros uruguayos; y cuotapartes de fondos de inversión uruguayos	<b>50%</b>
C – Depósitos a plazo en moneda nacional o extranjera que se realicen en las instituciones de intermediación financiera instaladas en el país, autorizadas a captar depósitos	<b>30%</b>
D - Valores de renta fija emitidos por organismos internacionales de crédito o por gobiernos extranjeros de muy alta calificación crediticia	<b>15%</b>
E - Instrumentos financieros emitidos por instituciones uruguayas que tengan por objeto la cobertura de riesgos financieros del Fondo de Ahorro Previsional	<b>10%</b>
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	<b>15%</b>

Fuente: Ley 16.713

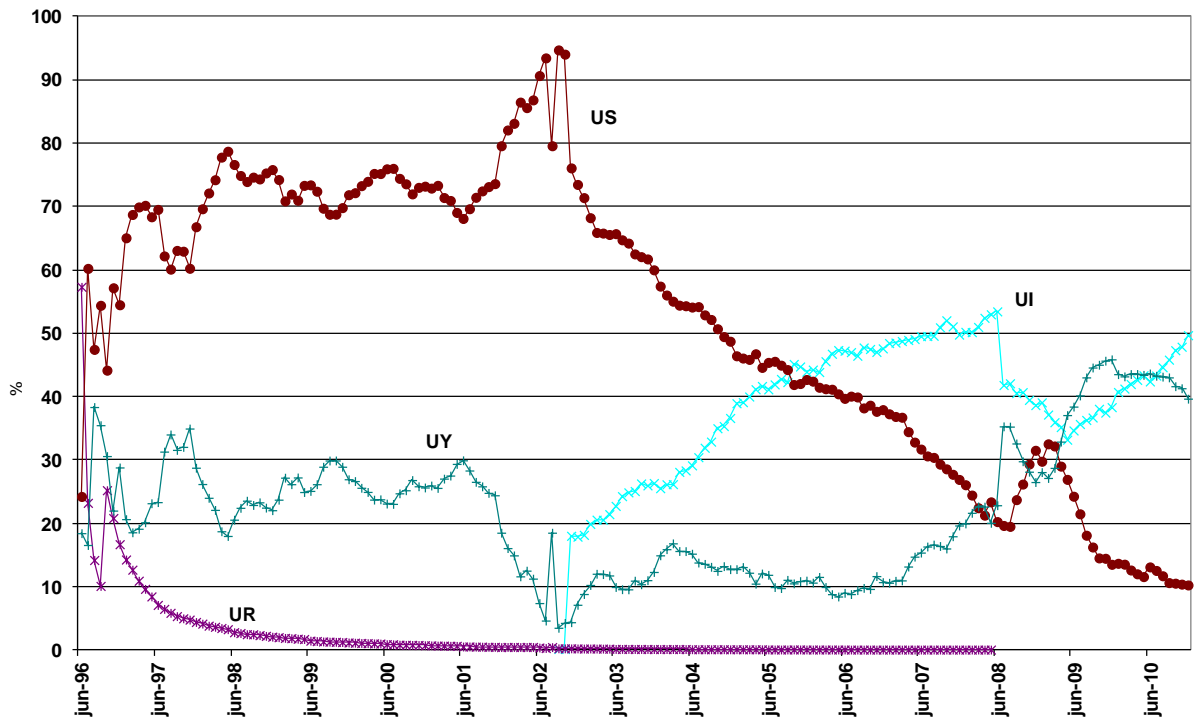
La ley comentada introduce flexibilidad en el régimen de inversiones previsionales, habilitando nuevas inversiones y aumentando los límites de inversión de aquellas ya admitidas. En particular, se simplifica el proceso por el cual las AFAP pueden invertir en proyectos productivos o de infraestructura, ya que las inversiones del ex literal E) pasan a quedar comprendidas en el nuevo literal B) del artículo 123 de la Ley 16.713. Asimismo, se fomenta la inversión en estos proyectos a través de la ampliación del tope de las inversiones que pueden realizarse bajo el literal B), que pasa a ser del 50% de los activos del FAP. Asimismo, se unifican en una misma categoría las inversiones en títulos emitidos por el Estado uruguayo y por el Banco Central, reduciéndose el tope de inversión admitido para estos instrumentos (del 60% y 30%, respectivamente, para los ex literales A) y B), al 75% para el nuevo literal A)). A estos efectos, se establece un plazo de transición para llegar al tope estipulado, lo que indirectamente determina que las AFAP dispondrían paulatinamente de mayores recursos para canalizar en el financiamiento de procesos productivos o de infraestructura. Por otro lado, se permite a las AFAP invertir en valores de renta fija emitidos por gobiernos extranjeros de muy alta calificación crediticia y por cualquier organismo internacional de crédito en las condiciones que determine el Banco Central. Finalmente, se establece un tope a las inversiones constituidas en moneda extranjera, que no puede exceder del 35% del activo del FAP.

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 %).<sup>11</sup>

<sup>11</sup> A la fecha de la elaboración del presente documento, las operaciones de cobertura de riesgos financieros (literal E) no superaban el 0,5% del Fondo de Ahorro Previsional.

En definitiva, de acuerdo con lo expuesto anteriormente, 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 4 y 5.

**Figura No. 4 – Inversiones del FAP según moneda (I) Jun-96 – Dic-10**



Fuente: Banco Central del Uruguay

La Figura No. 4 exhibe la composición por monedas del FAP, estimando las monedas más relevantes, como son el dólar americano, el peso uruguayo, la unidad indexada y la unidad reajutable. En la Figura No. 5, que se incluye en el Apéndice, se grafican el resto de las monedas incluidas en las inversiones previsionales en el periodo analizado.

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 la posición monetaria de las inversiones previsionales, sobre los cuales a continuación se brinda una breve reseña.

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

Según muestra la Figura No. 4, 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 –básicamente dólares americanos-, 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 en los portafolios previsionales, moneda utilizada tradicionalmente en Uruguay y en el mundo 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 en periodos sucesivos, reduciendo paulatinamente la posición en dólares americanos del portafolio previsional. En noviembre de 2002, el canje de deuda voluntario del gobierno a las AFAP determinó que el bono del tesoro a largo plazo en Unidades Indexadas emitido en dicha oportunidad pasara a representar importantes porcentajes del FAP. En la crisis global 2008-2009 se registró un nuevo incremento de la posición en dólares americanos, no tan significativo como en la crisis anterior, en detrimento de la participación de la unidad indexada en los portafolios.

Tal como surge del grafico, al 31/12/2010 la distribución de la canasta de monedas del FAP mostraba que 49,69% del portafolio estaba invertido en unidades indexadas, 39,67% en pesos uruguayos y el restante 10,65%, en moneda extranjera.



## Capítulo 4 - Marco conceptual

La reseña anterior determina que se consideren las principales monedas del régimen como generadores de 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 las inversiones del FAP. Por esta razón, el próximo paso en el análisis consiste en realizar una selección de los principales factores de riesgo que afectan la cartera previsional.

En este sentido, la determinación de riesgos financieros realizada por Fabozzi [20] [21] 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. La razón para la relación inversa entre el cambio de precio de un bono y el cambio en las tasas de interés se explica a continuación en el recuadro No. 2.

### Recuadro No. 2 – Bonos: Evolución de precios de los bonos vs. tasas de interés

Supongamos que el inversor A compra un bono a 20 años a una tasa de cupón del 6%, a un precio a la par (100). De esta forma, la tasa de rendimiento de este bono es 6%. Supongamos además que inmediatamente después de la compra del bono suceden dos cosas: primero, las tasas de interés de mercado suben a 6,5% de modo que si el emisor de un bono quiere venderlo a la par, va a requerir una tasa de cupón del 6,5% para atraer inversores a que compren el bono. En segundo lugar, asumamos que el inversor A quiere vender el bono a una tasa de cupón del 6%. Al tratar de vender el bono, el inversor A no va a encontrar un inversor que esté dispuesto a pagar el bono a la par con un cupón del 6%. La razón es que cualquier inversor que quiera comprar este bono podría obtener un bono similar a 20 años con una tasa de cupón cincuenta puntos básicos más alta, al 6,5%. El inversor no puede forzar al emisor a cambiar la tasa de cupón al 6,5%. Ni el inversor puede forzar al emisor a reducir la *maturity* de un bono a un punto donde un nuevo inversor acepte una tasa de cupón del 6%. Lo único que un inversor puede hacer es ajustar el precio del bono a un nuevo precio donde el comprador obtenga un rendimiento del 6,5%. Esto significa que el precio debería ser ajustado a la baja a un precio por debajo de la par. En el ejemplo concreto, el precio sería de 94,4479. Si bien en el ejemplo se asume un precio inicial igual a la par, el principio se mantiene para cualquier precio de compra. De esta forma, independientemente del precio que un inversor pague por un bono, un incremento instantáneo en las tasas de interés de mercado va a resultar en una disminución en el precio del bono.

Fuente: Elaboración propia en base a CFA [9]

*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 sea 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 en principio 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:* es el riesgo de recibir menor cantidad de la moneda doméstica del administrador del portafolio, al invertir en la emisión de un bono que realiza pagos por concepto de amortización e intereses en una moneda distinta a la moneda base. En efecto, un bono cuyos pagos no son en la moneda base tiene flujos de caja desconocidos en la moneda doméstica del portafolio. Los flujos de caja en la moneda de valuación del portafolio dependen del tipo de cambio vigente al momento en que los pagos se reciben del emisor. Si por ejemplo, la moneda base es el dólar americano y el administrador compra un bono cuyos pagos son en yenes, el riesgo de tipo de cambio consiste en el riesgo de recibir menor cantidad de dólares americanos ante una depreciación del yen en relación al dólar americano, al tiempo que se realizan los pagos.

*Riesgo de liquidez:* depende de la facilidad con la que un título pueda ser vendido a un precio exacto o cercano a su valor de mercado. 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 resulta menos importante.

*Riesgo de volatilidad:* es el riesgo de que el precio de un bono con una opción incrustada disminuya ante cambios en la variabilidad esperada de los rendimientos del bono. En efecto, el cambio en los factores que afectan el valor de las opciones incrustadas afectará el cambio de precio del bono. En este sentido, un cambio en el nivel de las tasas de interés va a afectar el precio de un bono con una opción incrustada. Pero existen otros factores que afectan el precio de una opción incrustada. Para el caso de los bonos, a mayor variabilidad esperada de los rendimientos de los bonos, mayor será el precio de la opción. En consecuencia, ante un incremento de la variabilidad esperada de los rendimientos, el precio de un bono “*callable*” va a disminuir mientras que el precio de un bono “*putable*” va a aumentar.

*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, considerando en particular las características de riesgo y rendimiento de los títulos, no siempre conocidos por los administradores de portafolios. Existen dos formas de mitigar el riesgo-riesgo. Una, es mantenerse actualizado con las últimas metodologías para analizar valores. La segunda es evitar invertir en valores que no son claramente entendidos en estructura y funcionamiento. Desafortunadamente, habitualmente son las inversiones en valores más complejos las que ofrecen oportunidades de mejorar los retornos.

*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 no relacionados con los mercados financieros, como por ejemplo cambios normativos u otros eventos no esperados, como sería el caso de una reestructura corporativa o desastres naturales.

*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 con 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, del riesgo-riesgo y

del riesgo tributario. 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 efecto, los títulos emitidos por el gobierno uruguayo típicamente no presentan opciones incrustadas, no revisten el atributo de “*callable*”, mientras que no son de esperar cambios drásticos en la capacidad de pago del gobierno de orden tributario o debido a riesgos que corresponden a ámbitos ajenos a los mercados financieros. 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.<sup>12</sup>

La formulación siguiente 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,  $F_1$  es el factor de riesgo tasa de interés,  $F_2$  es el factor de riesgo reinversión,  $F_3$  es el factor de riesgo de default,  $F_4$  es el factor de riesgo inflacionario,  $F_5$  es el factor de riesgo tipo de cambio y  $F_6$  es el factor de riesgo de cambios en la pendiente de la curva de rendimientos:

$$(18) E(r_p - r_f) = \beta_1(E(R_{F1})) + \beta_2(E(R_{F2})) + \beta_3(E(R_{F3})) + \beta_4(E(R_{F4})) + \beta_5(E(R_{F5})) + \beta_6(E(R_{F6}))$$

Dada la distribución según literales de inversión y moneda expuesta anteriormente, se realiza el planteo siguiente del modelo de valoración de activos financieros según el modelo APT para el pilar de capitalización uruguayo. La citada formulación considera los riesgos de tasa de interés y reinversión, el riesgo de cambios en la pendiente de la curva de rendimientos en dólares americanos y unidades indexadas, el riesgo inflación y el riesgo devaluación así como los riesgos que pueden haber impreso en los primeros años del sistema los certificados de depósito en pesos uruguayos y dólares americanos, posiblemente desarbitrados del mercado. Al respecto, todas las variables consideradas, tanto la dependiente como las variables explicativas propuestas se analizan en forma descriptiva en el capítulo 5.

$$(19) E(r_p - r_f) = \beta_1(E(R_{T6M})) + \beta_2(E(R_{T10Y6M})) + \beta_3(E(R_{UBI})) + \beta_4(E(R_{UI3m})) + \beta_5(E(R_{UI10Y3M})) + \beta_6(E(R_{INFLACION})) + \beta_7(E(R_{DEVAL})) + \beta_8(E(R_{CDU\$})) + \beta_9(E(R_{CD\$}))$$

donde:

- $R_{T6m}$ : tasa de retorno mensual de los Treasuries americanos a 6 meses;
- $R_{T10Y6M}$ : 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;

---

<sup>12</sup> No se incluye el riesgo liquidez en el modelo dadas las dificultades para su medición.

- $R_{UBI}$ : porcentaje mensual del costo de financiamiento del Estado uruguayo por encima de la tasa libre de riesgo;
- $R_{UI3M}$ : tasa mensual de rentabilidad de los instrumentos públicos en Unidades Indexadas a 3 meses;
- $R_{UI10Y3M}$ : 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;
- $R_{INFLACION}$ : tasa mensual de inflación doméstica;
- $R_{DEVAL}$ : tasa mensual de devaluación del peso uruguayo respecto al dólar americano;
- $R_{CDU\$\$}$ : tasa mensual de rentabilidad de los certificados de depósito uruguayos en dólares americanos;
- $R_{CD\$}$ : tasa mensual de rentabilidad de los certificados de depósito uruguayos en pesos uruguayos.

De manera que el estudio de los rendimientos de los F.A.P. puede realizarse a través de la especificación de un modelo estadístico que permita aproximar la evolución de su media condicional a los factores señalados anteriormente. 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 variabilidad de dichos rendimientos, la modelización de la varianza del proceso es el centro de atención del estudio.

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 varianzas resulta ser:

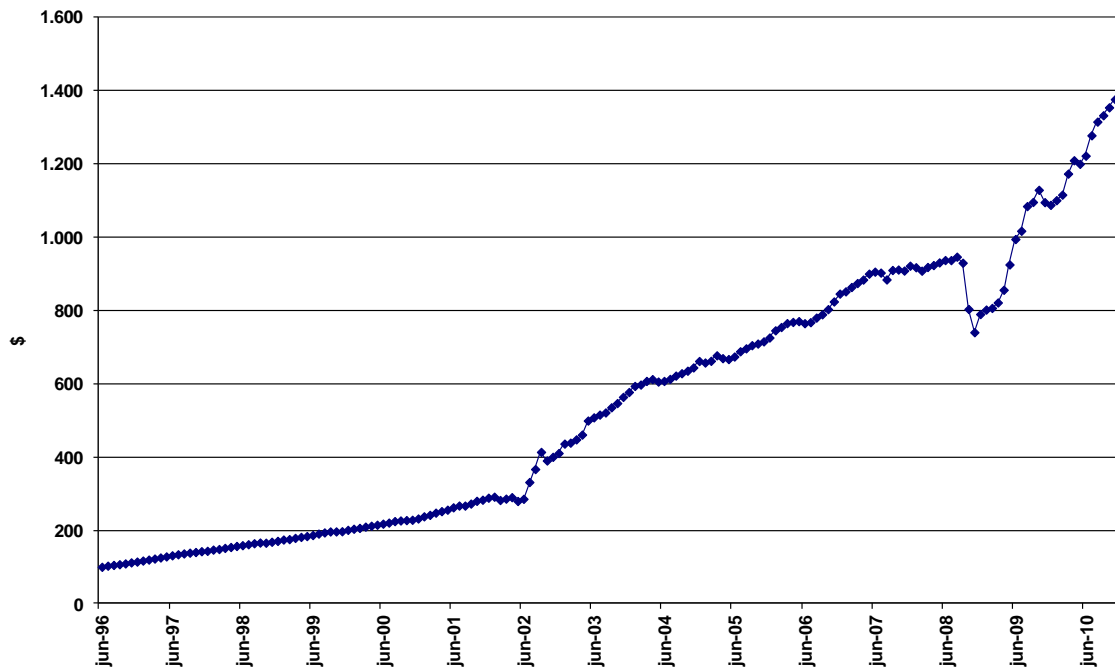
$$(20)$$

$$\delta^2 R_P = \beta_{F1}^2 \delta^2_{R_{F1}} + \beta_{F2}^2 \delta^2_{R_{F2}} + \beta_{F3}^2 \delta^2_{R_{F3}} + \beta_{F4}^2 \delta^2_{R_{F4}} + \beta_{F5}^2 \delta^2_{R_{F5}} + \beta_{F6}^2 \delta^2_{R_{F6}} + \beta_{F7}^2 \delta^2_{R_{F7}} + \beta_{F8}^2 \delta^2_{R_{F8}} + \beta_{F9}^2 \delta^2_{R_{F9}} + 2\beta_{F1}\beta_{F2}\delta_{F1F2} + 2\beta_{F1}\beta_{F3}\delta_{F1F3} + \dots + 2\beta_{F8}\beta_{F9}\delta_{F8F9} + 2\beta_P\beta_{F1}\delta_{PF1} + \dots + 2\beta_P\beta_{F9}\delta_{PF9} + \delta^2 e_P$$

## Capítulo 5 - Los datos

La variable dependiente –  $E(r_p)$  – 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<sub>s</sub>), en pesos uruguayos, calculado y publicado por el Banco Central del Uruguay.

Figura No. 6 – Valor cuota promedio mensual del sistema en pesos uruguayos



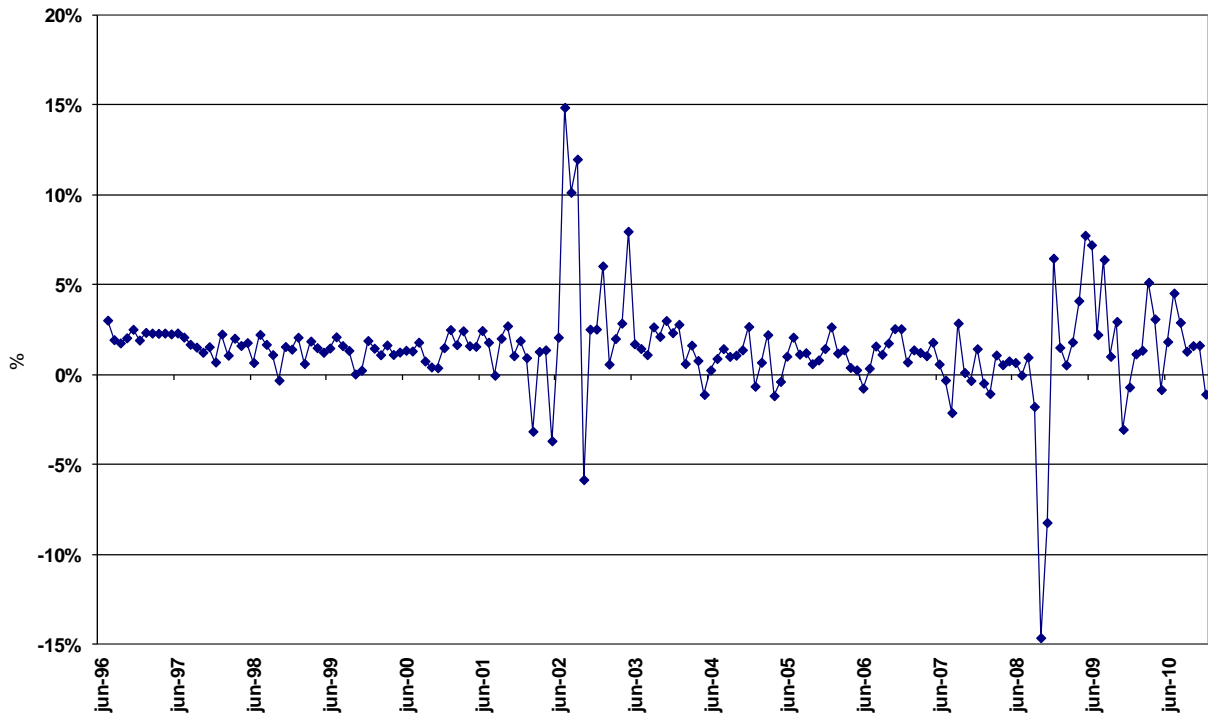
Fuente: Banco Central del Uruguay

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 explicitada en el capítulo 3, muestra patrones claros de agrupamiento de varianzas. 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 las rentabilidades mensuales 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 No. 7 – Rentabilidad mensual del Fondo de Ahorro Previsional en pesos uruguayos**



Fuente: Banco Central del Uruguay

Este proceso continuó durante el año 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 consideradas 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.

## 5.1. Instrumentos en dólares americanos

Resulta pertinente incluir los riesgos relevantes en esta moneda, que representó predominantemente al portafolio previsional hasta el inicio de la crisis económico-financiera de 2002, a posteriori de lo cual se establecieron normas de posición monetaria que paulatinamente disminuyeron la importancia de esta moneda en el portafolio del sistema.

### 5.1.1. Riesgo tasa de interés – riesgo de reinversión en dólares americanos

La tasa libre de riesgo en esta moneda se mide a través de la tasa de interés de referencia de los Treasuries americanos emitidos por la Tesorería de Estados Unidos a 6 meses (T6M)

En principio, 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 realizar el estudio con esta tasa.

En la Figura No. 8 del Apéndice 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%)

### 5.1.2. 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. De esta forma, el premio por extensión del plazo es definido 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).

Según se muestra en la Figura No. 9 del Apéndice, 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.

### 5.1.3. 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<sup>13</sup> 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 soberana. 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.

---

<sup>13</sup> Es un promedio ponderado por la capitalización de mercado. Las condiciones para que un bono soberano uruguayo forme parte del UBI requieren que sea global, emitido en dólares americanos y con un circulante mayor a U\$S 100 millones.

En el presente trabajo se considera la serie de promedios mensuales del UBI disponibles durante todo el período analizado.

La evolución histórica del índice en el período 1996-2010 (Figura No. 10 del Apéndice) 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 puntos básicos), mes previo al canje de deuda pública del gobierno, que determinó posteriores bajas sustantivas y continuadas en el riesgo país hasta alcanzar un mínimo en mayo-07 (127 p.b.). Posteriormente, el índice vuelve a incrementarse, registrando un nuevo máximo relativo durante la crisis global 2007-2008 (688 p.b. en diciembre-08) para luego descender en forma sostenida, hasta alcanzar valores finales de 150 puntos básicos.

#### 5.1.4. Riesgo inflación

Este factor de riesgo se mide 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.

El análisis gráfico de la Figura No. 11 del Apéndice 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 a nivel 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%.

#### 5.1.5. 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, 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 empleada para la valuación de los FAP según normas reglamentarias, a partir de datos diarios disponibles en la página web del Banco Central del Uruguay.

En el período analizado, el régimen cambiario pasó de ser uno de paridad deslizando, 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 de 2001 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 (ver Figura No. 12 del Apéndice).

## **5.2. Instrumentos en Unidades Indexadas<sup>14</sup>**

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 determinan indicadores representativos de los riesgos de tasa de interés y riesgo de reinversión, así como de cambios en la curva de rendimientos en esta moneda.

---

<sup>14</sup> Creada por Decreto No. 210/02 del 12/06/2002, la cotización de la unidad indexada se ajusta por medio del IPC correspondiente al mes anterior y es publicada por el Instituto Nacional de Estadística.

### 5.2.1. 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.

Como se observa en la Figura No. 13 del Apéndice, 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 redundó en reducciones sostenidas de las tasas en UI.

### 5.2.2. 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.

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 graficada en la Figura No. 14 del Apéndice muestra desde el inicio de la serie un diferencial entre ambos plazos del orden del 4 % que se contrae 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 I.4)

De igual forma, dado que las tasas de referencia en Unidades Indexadas corresponden a la curva de rendimientos soberanos del gobierno uruguayo, que ya fue relevada en relación a los riesgos de los instrumentos en dólares americanos, se considera que no hay un aporte adicional al riesgo de default (ver I.3).

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

### **5.3. Otros Riesgos considerados en el análisis**

En el presente trabajo se incluyen 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.

### 5.3.1. Riesgo de tasa de interés de Certificados de depósito en U\$\$

A efectos de construir este indicador, se utilizó 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\$\$)

En particular, se trata de un indicador de tasas mensuales de interés pasivas por depósitos en plazo fijo en dólares americanos de hasta 180 días del total del sistema bancario, disponible durante todo el período analizado. Estas tasas fueron incrementadas en un 50 %<sup>15</sup>, considerando el hecho que las AFAP son operadores profesionales y por ende acceden a mejores tasas.

Según la Figura No. 15 del Apéndice, 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 alinearán 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 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%.

### 5.3.2. 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\$)

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 %<sup>15</sup>, utilizando un fundamento similar al considerado con los certificados de depósito en dólares.

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

---

<sup>15</sup> Pampín y Severi [39]; Falcone y Montero [22]

régimen de convertibilidad en Argentina el 18 de junio de 2001 (ver Figura No. 16 del Apéndice). 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.

## Capítulo 6 - Estrategia metodológica

El desarrollo de la estrategia metodológica considera en primer lugar una reseña del abordaje inicial considerado a efectos de dar respuesta a la pregunta de investigación formulada, para describir a posteriori la metodología seleccionada finalmente para abordar el presente trabajo.

### 6.1. Abordaje inicial

Con el objetivo de vehicular la investigación planteada en el presente trabajo, la primera estrategia metodológica consistió en relevar índices de precios o de tasas que resumieran el comportamiento de las diferentes inversiones incorporadas en las carteras previsionales. Sin embargo, este abordaje tenía asociado algunos inconvenientes, dentro de los que se destacan los siguientes:

- No existencia de índices representativos para todas las inversiones del FAP;
- Cobertura temporal de índices insuficiente respecto al periodo a abordar en el análisis;
- Descontinuación en la confección de índices por modificaciones en el universo de instrumentos derivado del canje de deuda pública realizado durante el año 2003;
- No significatividad de los modelos de heterocedasticidad condicional, ante el bajo número de observaciones disponibles en algunos casos;

En efecto, de acuerdo a lo manifestado en el capítulo 3, los escasos trabajos de investigación realizados en relación al ámbito previsional uruguayo a efectos del cálculo de medidas de rentabilidad, entre los cuales se encuentran Falcone et al. [22], Pampín et al. [39] y Laporta et al [32], definen un portafolio benchmark o de referencia que replica el comportamiento de precios y retornos de las inversiones incorporadas a los portafolios previsionales.

En este punto, dados los inconvenientes señalados, se estimó más conveniente proceder a encarar este problema de investigación a partir de la utilización de un enfoque multivariado de riesgos, definiendo aquellos factores de riesgo sistemáticos que estuvieran comprendidos en el proceso generador de retornos previsionales, en línea con el modelo de fijación de precios de arbitraje.



## 6.2. Modelos GARCH y enfoque APT

En primer lugar, se procede a realizar un análisis de cada una de las series consideradas en el trabajo, a efectos de evaluar su comportamiento en niveles y primeras diferencias, observando su representación gráfica a efectos de apreciar su evolución histórica.

A efectos de determinar el modelo a aplicar, se analiza el correlograma muestral de las series en niveles, evaluando su estacionariedad. Para confirmar si se trata de una serie estacionaria, se aplica el test de Dickey Fuller aumentado, que determina la existencia de raíces unitarias, evaluando alternativamente la relevancia de incluir constante y tendencia. También se realiza un estudio descriptivo de la serie, observando el histograma y los estadísticos principales (media, mediana, desviación estándar, coeficiente de kurtosis, coeficiente de asimetría y el estadístico de Jarque Bera con su probabilidad asociada).

A continuación, se procede a realizar la regresión de la ecuación de la media de cada una de las variables estacionarias analizadas, utilizando esquemas AR(1), AR(2), etc., estudiando el comportamiento de los residuos de la regresión graficando la relación entre los residuos y su rezago en un período.

Se genera el correlograma de los residuos al cuadrado de la regresión de la media, observando la posible existencia de heterocedasticidad en los residuos. Se confirma el diagnóstico de heterocedasticidad para todas las series analizadas mediante el gráfico de los residuos. Asimismo, se realiza el test ARCH-LM, para distinto número de rezagos, seleccionando el modelo para la media a efectos de minimizar los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC).

Planteada una ecuación para la media y varianza condicional, se investiga la modelización de la volatilidad con modelos econométricos de heterocedasticidad condicional autorregresiva GARCH, cuantificando las volatilidades condicionales en el período, evaluando su persistencia y la adaptación a modelos asimétricos EGARCH y las respectivas extensiones en media GARCH-M y EGARCH-M. Los distintos modelos son evaluados observando el comportamiento de los residuos estandarizados de cada uno, la significatividad de los coeficientes y su signo, en el caso de los modelos GARCH. De entre todos los modelos con una correcta especificación, se selecciona el modelo más adecuado en base a los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC).

A posteriori de estimar la ecuación de la media y varianza condicional de las series, se realiza una estimación individual de las varianzas condicionales de las series utilizadas, generándose luego las series individuales de desvíos estándar condicionales.

Por otro lado, se utilizan esquemas multivariados GARCH para estudiar la transmisión de varianza de los retornos previsionales y sus factores sistemáticos, es decir, investigar las relaciones existentes entre las varianzas condicionales y las covarianzas condicionales entre los retornos previsionales y los diferentes factores sistemáticos identificados y entre éstas entre sí. En este modelo las varianzas condicionales de las series individuales y las covarianzas condicionales entre las series son estimadas simultáneamente por máxima verosimilitud. La realización de este esquema presupone clasificar a las variables explicativas en función de su exogeneidad, permitiendo estimar las varianzas y covarianzas condicionales de las series originales. Sin embargo, una forma más efectiva de capturar interacciones entre las varianzas de diferentes series temporales es estimar un modelo GARCH multivariado para las mismas. Al respecto, ante la imposibilidad de realizar este planteo con todas las variables consideradas, la citada estimación se implementa con hasta tres variables, dado el alto número de parámetros a estimar en estos modelos.

### 6.3. Estrategias metodológicas adoptadas<sup>16</sup>

A efectos de identificar los factores sistemáticos determinantes de la varianza previsual, se utilizaron alternativamente las herramientas estadísticas que se detallan a continuación:

- en primer lugar, se planteó un análisis *GARCH de tipo univariado*, donde los desvíos standard condicionales de las variables explicativas se incluyen como regresores en la ecuación de la varianza previsual condicional;
- se practicó en segundo lugar un *modelo de regresión múltiple* en que la variable dependiente es el desvío estándar condicional de la rentabilidad previsual y las variables independientes son los desvíos estándar condicionales de los factores sistemáticos así como las covarianzas condicionales entre los diferentes factores sistemáticos y entre éstos y la rentabilidad previsual;
- finalmente, se aplicó un *VAR con descomposición de varianza*, a efectos de determinar qué porcentaje de la variabilidad total de los retornos previsionales es atribuible a movimientos en cada una de las otras variables del sistema VAR, a través del indicador  $R^2$ .

Previo a la realización de estos análisis, se analizó las series de varianzas obtenidas de los análisis individuales, determinando la existencia de *correlaciones* entre las variables. En efecto, se identificaron aquellas variables que revestían mayores niveles de correlación con otras variables presentes en el modelo, evaluando su exclusión del mismo, de acuerdo a su correlación con la variable dependiente.

---

<sup>16</sup> La estrategia metodológica se realiza en base a Asteriou [3], Díez de Castro [14], Enders [15], Harris & Sallis [29], Lutkepohl et al [34] y Wooldridge [49].

### 6.3.1. GARCH univariado – Inclusión de variables explicativas como regresores en la ecuación de la varianza condicional

Si se pretende cuantificar la relación entre dos varianzas, la primera opción es incluir una estimación de la varianza condicional de los retornos de una de ellas como variable explicativa en la ecuación para la varianza condicional de la restante, o viceversa.

Los modelos GARCH permiten que se incluyan variables explicativas en la especificación de la ecuación de la varianza condicional. A estos efectos, tomando como base un modelo GARCH(p,q), es posible definir una especificación ampliada como la siguiente:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \mu_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^m \lambda_k X_k$$

Donde  $X_k$  es un conjunto de variables explicativas que pueden ayudar a explicar la varianza previsual,  $h_t$ .

En este punto, se mantiene incambiada la estructura de la ecuación de la media y varianza condicional de los retornos previsionales, incorporándose, uno a uno, los diferentes regresores indicados y evaluando si se advierten mejoras en el ajuste de la serie objetivo.

### 6.3.2. Modelos de regresión lineal múltiple – desvíos st. y covarianzas condicionales<sup>17</sup>

En relación a la primera estrategia, debe considerarse que estimar una única ecuación de un modelo ARCH o GARCH sería, sin embargo, ignorar la posibilidad que puede existir causalidad entre las varianzas condicionales en ambas direcciones y no sería explotar verdaderamente la covarianza entre las series.

De este modo, en esta segunda estrategia, se evalúa la existencia de una relación lineal entre la varianza condicional previsual y las varianzas condicionales de los factores sistemáticos y las covarianzas condicionales entre los factores sistemáticos, así como las covarianzas condicionales entre éstos y los retornos previsionales.

---

<sup>17 18</sup> Una aplicación de estas metodologías se encuentra en Albuquerque et al [1], a efectos de determinar la relación entre las volatilidades del tipo de cambio y de la inflación en Brasil, en el periodo 1999-2004.

En forma previa, se realiza un análisis de correlación entre las variabilidades explicativas y la correlación existente entre dichas variables y la variable a explicar, evaluando excluir de la regresión a aquellas variables muy correlacionadas entre sí.

### 6.3.3. Esquemas VAR con descomposición de varianza<sup>18</sup>

Como último enfoque alternativo, siguiendo a Amisano [2], se utiliza esta metodología a efectos de determinar qué porcentaje de la varianza del error de predicción de los retornos previsionales puede ser explicada por shocks de los factores sistemáticos identificados.

En función de la existencia de raíces unitarias, se testea la presencia de vectores de cointegración entre las series consideradas. A dichos efectos, el número de rezagos en el test de cointegración debe ser equivalente al número de rezagos en el VAR entre las variables. Se testea el VAR entre las variables analizadas y posteriormente se aplican los test de la traza y del valor propio, que evalúan la hipótesis nula de presencia de un vector de cointegración.

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 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.

## Capítulo 7 - Principales resultados

De acuerdo a la estrategia metodológica explicitada en el capítulo 6, se realizaron los test de Dickey Fuller aumentado para las series originales con transformación logarítmica, exhibiéndose los resultados en la Tabla No. 3 del Apéndice.

Los resultados permiten constatar que a excepción de *lrentafap*, *ldeval* y *linflacion*, que ya revestían carácter estacionario, el resto de las variables se debe considerar en primeras diferencias a efectos de la construcción de los modelos GARCH.

En virtud de que todas las series analizadas observan un claro comportamiento heterocedástico, se procede a estimar un modelo para la media y la varianza condicional de cada una de las variables.

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 resultados para los modelos seleccionados que se incluyen en la Tabla No. 5.

**Tabla No. 5: Resumen de los modelos de media y varianza condicional**

Serie	Ec. Media condicional	Ec. Varianza condicional	Coef.	AIC	BIC
<i>lrentafap</i>	AR(1) 200207,200810, 200205, 200202, 200210,200811, 200208,200209	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.233*** (0.037) $\beta$ 0.767*** (0.037)	-7.27	-7.09
<i>ldeval</i>	SQR(GARCH) 200207, 200809, 200306, 200209, 200307,200901, 200204,200501, 200909,201006,200210	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.077** (0.032) $\beta$ 0.928*** (0.033)	-7.51	-7.22
<i>linflacion</i>	@SEAS AR(1) AR(12) 200207	ARCH(1)	$\alpha$ 0.538*** (0.128)	-9.51	-9.39
<i>dlcd\$</i>	AR(1) 200107, 200810, 200205, 200112, 200201, 199910, 200609	EGARCH(1,1) 199809	$\alpha$ 0.277*** (0.065) $\beta$ 0.953*** (0.019)	-7.67	-7.43
<i>dlcdus</i>	AR(1) AR(2) 200307, 200308, 200801, 200101, 200802,200811, 200206, 200901	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.351*** (0.100) $\beta$ 0.620*** (0.079)	-11.92	-11.68
<i>dlubi</i>	AR(1) AR(3) 200810,200306, 200204, 199707, 199804, 200207, 199610	ARCH(1)	$\alpha$ 0.454*** (0.146)	-3.44	-3.23
<i>dlt6m</i>	AR(1) AR(6) MA(9) 200708, 200109, 200711, 200211, 199811, 200812	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.288*** (0.037) $\beta$ 0.712*** (0.037)	-12.09	-11.90
<i>dlt10y6m</i>	AR(1) AR(8) 200101, 200802, 200104, 200812	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.208* (0.116) $\beta$ 0.475* (0.269)	-11.31	-11.14
<i>dlui3m</i>	200810, 200811	EGARCH(1,1)	$\alpha$ 0.294*** (0.109) $\beta$ 0.962*** (0.032)	-8.72	-8.54
<i>dlui10y3m</i>	AR(1) 200902, 200810, 200802, 200812, 200411, 200510, 200410	GARCH(1,1)	$\alpha$ 0.083*** (0.359) $\beta$ 0.688*** (0.003)	-9.13	-8.81

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

Nota: en las columnas de la ecuación de la media condicional y de la varianza condicional, se indican los valores atípicos incorporados en la modelización

En  $\alpha$  se indica el componente de los rezagos de los residuos mientras que  $\beta$  corresponde a los términos de rezagos de la varianza condicional. La desviación estándar se indica entre paréntesis.

\*, \*\*, \*\*\* indican significación al 10%, 5% y 1%, respectivamente.-

Se constata que todas las series analizadas modelizan su media condicional en forma diversa, encontrando procesos AR(1), AR(1) y AR(2), AR(1) y AR(3), SQR(GARCH), entre otros. En otro orden, se observa que la varianza condicional resulta modelada en la mayoría de los casos por un modelo GARCH(1,1), que resulta el esquema más usado en general para modelizar la variabilidad de series financieras. En efecto, este modelo es el que mejor especifica las características y la evolución de las series consideradas en seis de las diez variables (incluida la rentabilidad previsional), seguida del modelo ARCH(1) en dos oportunidades y el EGARCH(1,1), en otras dos variables analizadas.

A efectos de verificar que la especificación de los modelos determinados fuera la correcta, en todos los casos, se comprueba que los residuos estandarizados están libres de autocorrelación y de heterocedasticidad y se ajustan a una distribución normal. Otros modelos analizados para cada variable no fueron seleccionados por tener coeficientes no significativos o de signo negativo.

Esta modelización univariada de la variabilidad condicional permite obtener como resultado la estimación de las respectivas series de desvíos estándar condicionales tanto de la variable dependiente (rentabilidad previsional) como de las variables representativas de los distintos riesgos explicitados en el modelo, que se detallan en la Tabla No. 6 (ver Apéndice Estadístico).

### **7.1. Análisis de riesgos y retornos previsionales**

El correlograma muestral de los residuos permite comprobar que los residuos estandarizados no se comportaban en forma sistemática. Asimismo, se aplicó el test ARCH-LM y se observó el correlograma muestral de los residuos al cuadrado para determinar la existencia de heterocedasticidad, lo que también fue descartado. Por otro lado, los coeficientes de asimetría, curtosis y el test de Jarque-Bera rechazaron la hipótesis de distribución normal de los residuos, lo que advirtió de la existencia de outliers en la serie de residuos estandarizados.

De esta forma, se identificó aquellos residuos que superaran en más de tres veces su desviación estándar, incorporándolos luego a la modelización de la media o la varianza condicional, utilizando una estrategia de intervención adecuada mediante variables dummy de impulso, cambio transitorio o escalón.

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

### Ecuación de la media condicional

$$r_t = a + \mu_t$$

$$r_t = 0.832r_{t-1} + 0.057D(tc\ 2002 - 07) - 0.053D(tc\ 2008 - 10) - 0.014D(tc\ 2002 - 05) - 0.009D(tc\ 2002 - 02) - 0.027D(tc\ 2002 - 10) - 0.031D(tc\ 2008 - 11) + 0.049D(tc\ 2002 - 08) + 0.058D(tc\ 2002 - 09) + \mu_t$$

### Ecuación de la varianza condicional

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\mu_{t-1}^2 + \beta_1\delta_{t-1}^2$$

$$h_t = 0.233\mu_{t-1}^2 + 0.767\delta_{t-1}^2$$

Los atípicos modelizados en la ecuación de la media condicional corresponden en su mayoría a la crisis local del año 2002, que afectó en forma más intensa a los retornos previsionales y durante un período más prolongado que la crisis global de 2008, respecto a la que también se incluyeron dos atípicos en la citada ecuación.

El análisis de los coeficientes de la ecuación de la varianza condicional de los retornos previsionales nos demuestra que la varianza del período anterior es determinante de la varianza del período en curso. En otras palabras, para esta variable es mayor la influencia del pasado de la varianza (0.767) que del pasado de las innovaciones (0.233).

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.

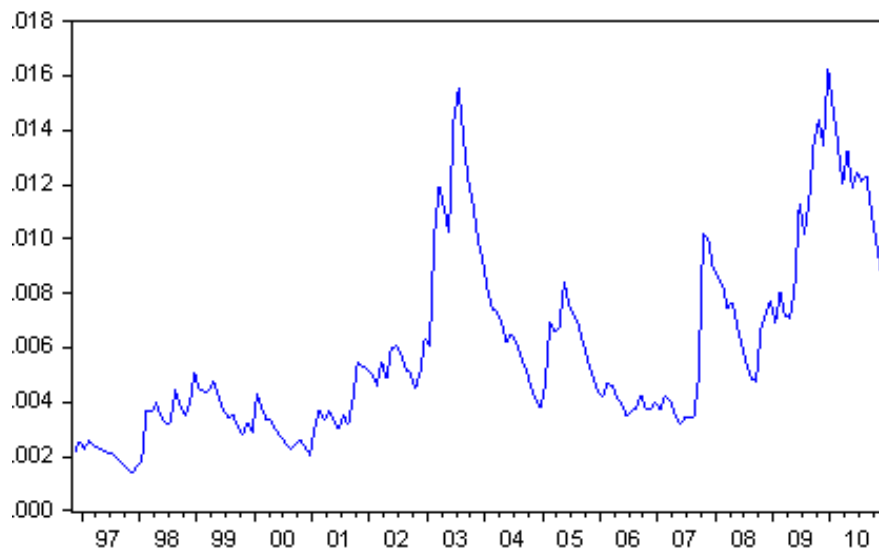
Por otro lado, a partir de la caída de Lehman Brothers el 15 de setiembre de 2008, las turbulencias en los mercados financieros internacionales determinaron una profunda caída en los precios de los bonos soberanos uruguayos que redujo los niveles de valor cuota. A su vez, la importante participación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



Al coeficiente  $\lambda = \alpha_1 + \beta_1$  se le denomina persistencia y es frecuente en las aplicaciones a series financieras que se encuentre próximo a la unidad, lo que se verifica en este caso, resultando un proceso altamente persistente, o con mucha “memoria”.

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

**Figura No. 17 – Desvío estándar condicional de retornos previsionales**



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

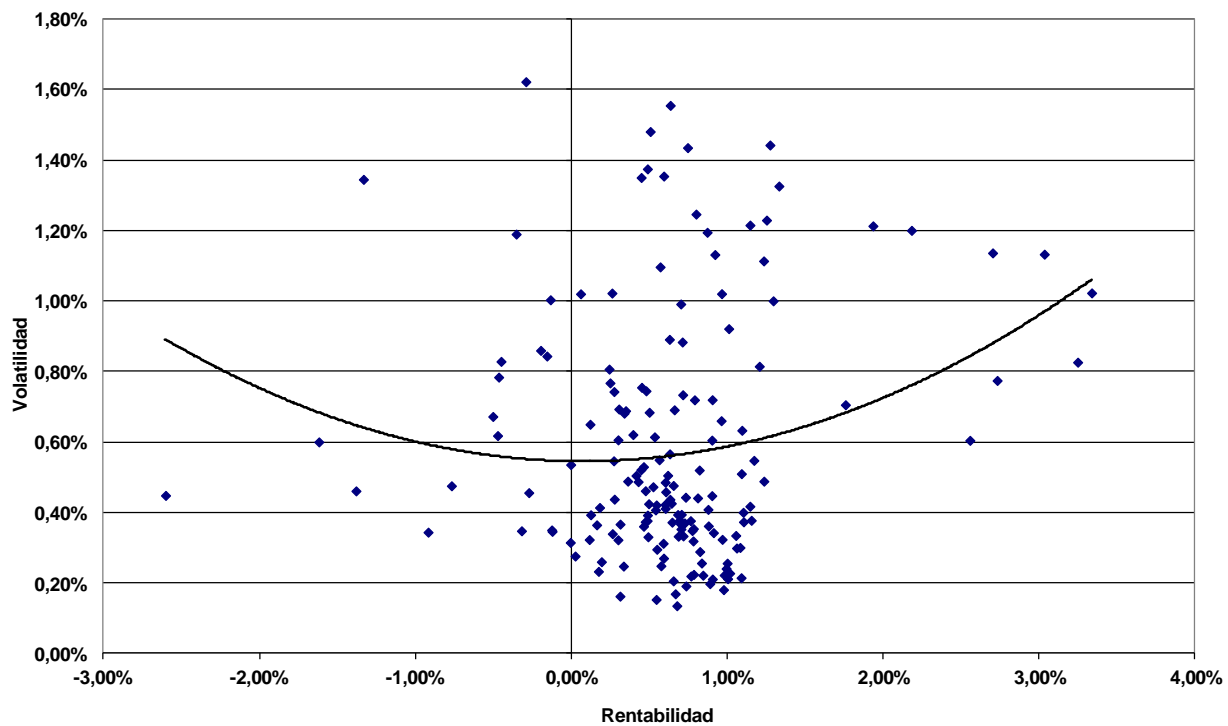
Se aprecian niveles moderados de variabilidad, que parten desde mínimos de 0,14% mensual (1997) hasta máximos de 1,62% (2009). El primer agrupamiento de niveles altos de variabilidad se verifica en 1998, posiblemente relacionado con la última etapa de la crisis asiática, el comienzo de la crisis rusa y la quiebra del Long Term Capital Management<sup>18</sup>. 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

---

<sup>18</sup> Este evento correspondió a la crisis y posterior salvataje de la Reserva Federal de un hedge fund denominado Long Term Capital Management, en 1998. Dicho evento afectó al mercado financiero global, aumentando los spreads de todos los activos que contaban con algún tipo de riesgo crediticio.

pública global de 2003, los niveles de variabilidad disminuyen sustantivamente, no obstante lo cual se observa un leve crecimiento del piso de variabilidad 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 (período en el que se verifican elecciones nacionales, con asunción del primer gobierno de izquierda en Uruguay), se observa un nuevo agrupamiento de variabilidad, 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 agrupamiento de varianza 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 No. 18 – Riesgo – Retorno previsional**



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

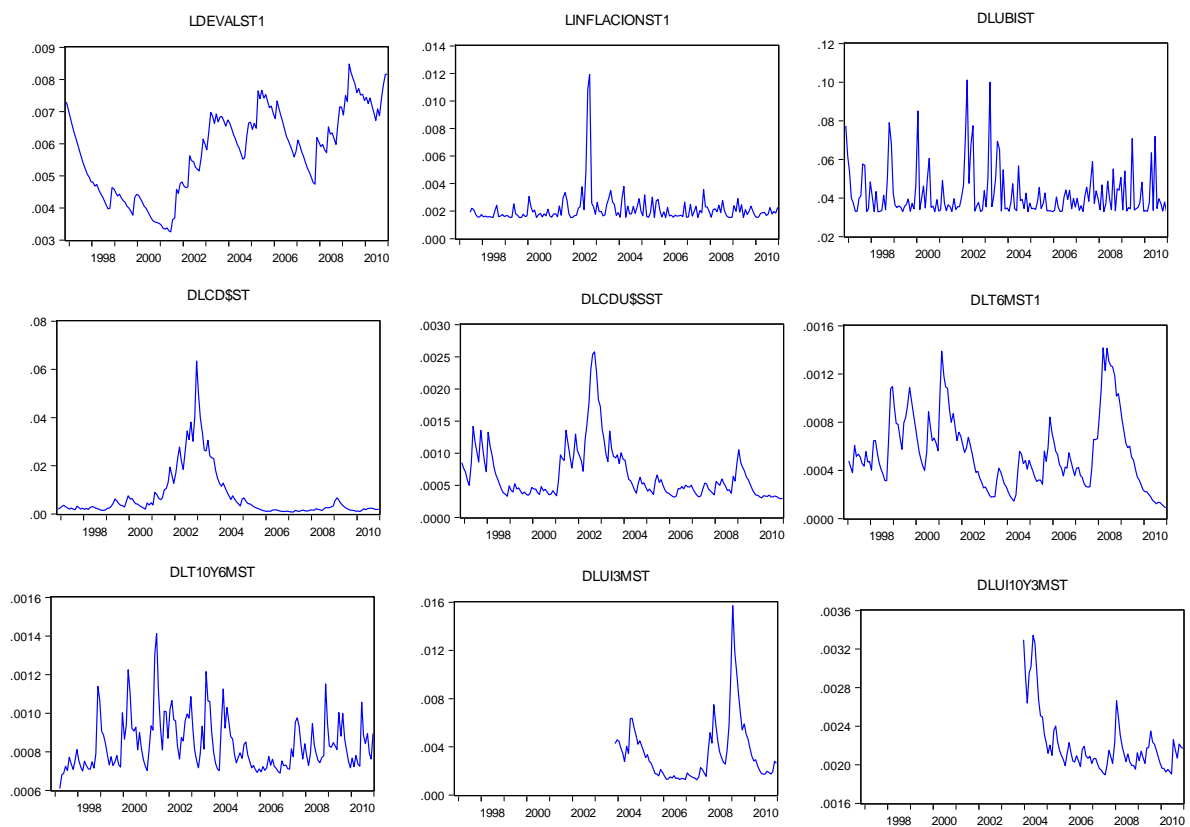
Resulta interesante componer el perfil de riesgo-retorno de la industria previsional uruguaya en el período analizado, graficando la dispersión entre los niveles de rentabilidad y varianza previsional, medida esta última a través de los desvíos estándar mensuales y el agregado de una tendencia polinómica de ajuste de los datos. El análisis gráfico permite constatar la convexidad del perfil de riesgo-retorno de la industria de capitalización individual uruguaya, reaccionando al alza ante los niveles extremos (muy altos o muy bajos) de rentabilidad, manteniéndose en niveles moderados durante el resto del tiempo. De manera que 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 precisamente con incrementos de la varianza para los valores extremos de retornos registrados en el período.

## 7.2. Evolución de variabilidades condicionales de los factores sistemáticos

Las variabilidades condicionales que surgen del análisis univariado de heterocedasticidad del resto de las variables analizadas<sup>19</sup> se grafican a continuación:

**Figura No. 19 – Varianzas condicionales de los factores sistemáticos**



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

---

<sup>19</sup> En Apéndice se especifican los modelos de heterocedasticidad condicional seleccionados.

Se observa que en general todas las variabilidades correspondientes a las series locales experimentan una importante reacción frente a la crisis local 2002. En este punto, corresponde destacar el comportamiento de la variabilidad de la inflación, que en esas épocas registra su agrupamiento más importante, así como de la variabilidad de los retornos de los certificados en pesos uruguayos y en dólares. Al respecto, es de destacar que la varianza condicional previsual registró uno de los agrupamientos más importantes en la crisis 2002, de acuerdo a lo que se mencionó anteriormente. Los desvíos estándar del UBI registran los mayores picos en 2002 y en 2003, en ocasión de la crisis y posterior canje global de deuda pública. En referencia a la varianza 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 varianzas en UI, la mayor reacción la experimenta la correspondiente a la tasa de referencia a tres meses. Las series de varianzas 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 varianza del cambio de pendiente registra niveles más sostenidos de variabilidad en todo el período, destacándose el agrupamiento verificado a comienzos de 2001.

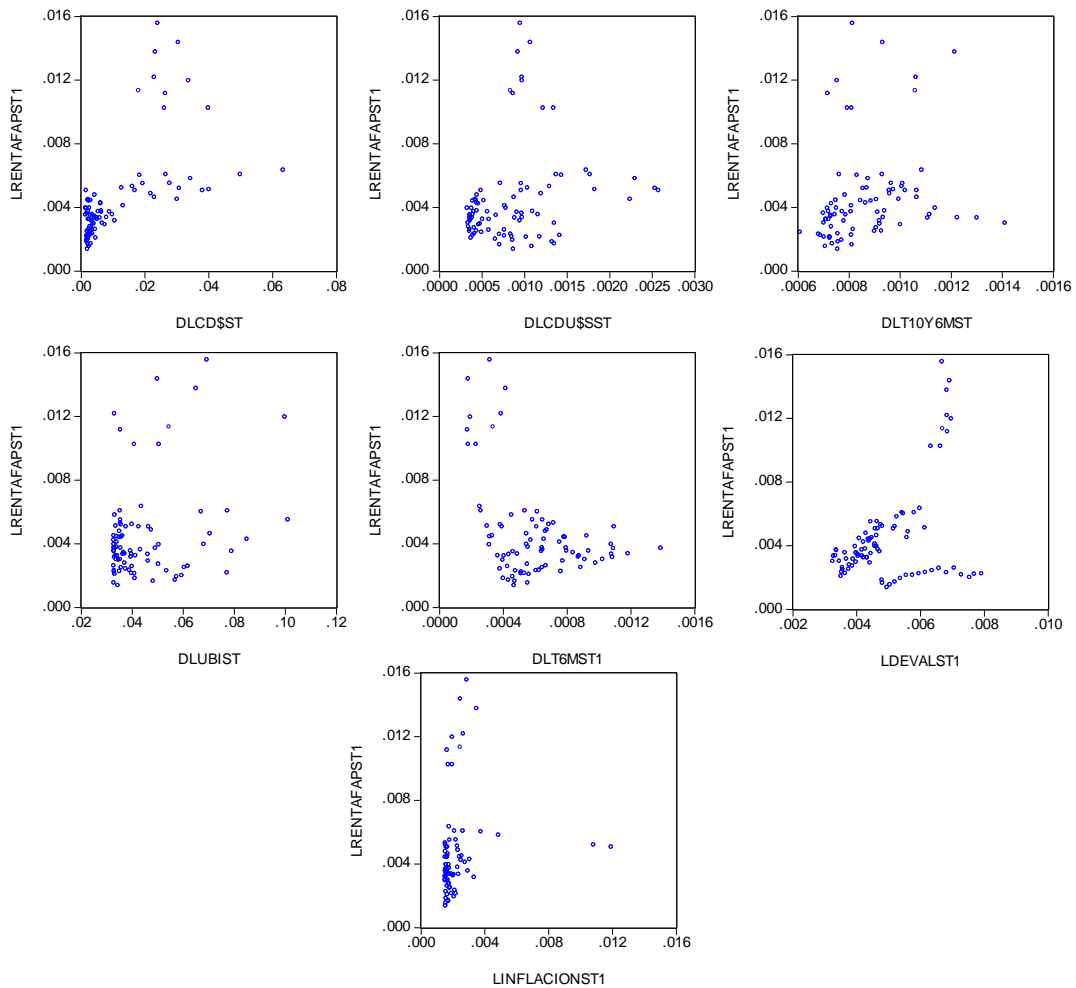
### **7.3. Identificación de determinantes de la variabilidad previsual**

Como paso previo a la realización de las distintas herramientas estadísticas de identificación de los determinantes del riesgo previsual, es preciso profundizar el análisis descriptivo de las diferentes series de varianzas 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 varianza previsual, distinguiendo los subperíodos<sup>20</sup> 1996-2003 y 2003-2010.

---

<sup>20</sup> 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.

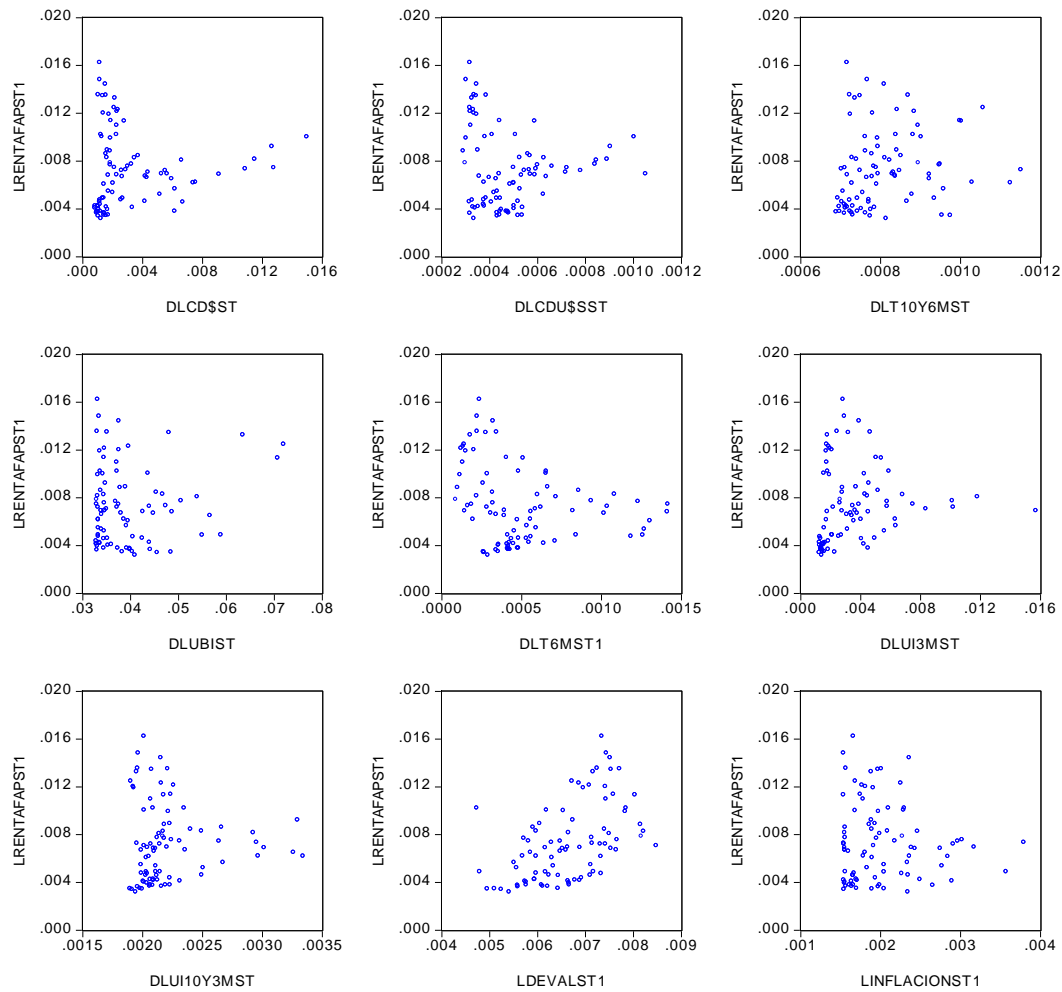
**Figura No. 20 – Dispersión de las varianzas condicionales de los factores sistemáticos respecto a la varianza previsional – Período 1996-2003**



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

En este período se observa a priori una relación significativa y positiva de la varianza previsional con la varianza de la devaluación, así como con la varianza de los retornos de los certificados de depósito en pesos y dólares, mientras que se constata asimismo una relación de signo inverso con la varianza de la tasa de referencia de los treasuries americanos.

**Figura No. 21 – Dispersión de las varianzas condicionales de los factores sistemáticos respecto a la varianza previsual – Período 2003-2010**



Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

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

### 7.3.1. Ecuación de varianza condicional – Incorporación de regresores

Como primer abordaje de la identificación de los determinantes de la varianza previsual, se incorporaron una a una las desviaciones standard condicionales como regresores en la ecuación de

la varianza condicional de la rentabilidad previsional, evaluando el respectivo poder explicativo de aquélla.

Según se muestra en la Tabla No. 7, a excepción de las varianzas condicionales correspondientes a los retornos en UI, de los que se dispone alrededor de la mitad de observaciones que del resto de varianzas, 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 respecto a su modelización univariada original 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 No. 7 – Ecuación de la varianza condicional de Irentafap 1996 – 2010**

ARCH	GARCH	REGRESOR	COEF.	AIC	SC
0.450332	0.549668	ldevalst	0.000547** (0.000238)	-7.354961	-7.154462
0.528036	0.471964	dlui10y3mst	0.002626 (0.001664)	-7.019692	-6.876007
-0.065101	1.065101	linflacionst	0.000278*** (2.30E-05)	-7.266172	-7.057391
0.437716	0.562284	dlcd\$st	0.000600** (0.000253)	-7.359498	-7.159000
0.349251	0.650749	dlcdu\$st	0.003094** (0.001485)	-7.340503	-7.139210
0.437436	0.562564	dlubist	6.75E-05** (2.88E-05)	-7.333695	-7.131599
0.405449	0.594551	dlt6mst1	0.003841** (0.001618)	-7.302270	-7.097724
0.437067	0.562933	dlt10y6mst	0.003703** (0.001599)	-7.298168	-7.091952
0.516562	0.483438	dlui3mst	0.002086 (0.001329)	-7.015660	-6.872965

\*\*\* significativa al 1%; \*\* significativa al 5%; \* significativa al 10%

Nota: junto al coeficiente se indica entre paréntesis su correspondiente error estándar

Fuente: Elaboración propia en base a Eviews

En el caso de la varianza 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 en el planteo original se consideraron dos subperíodos<sup>21</sup> (1996-2003 y 2003-2010), ninguna de las varianzas condicionales individuales resultó significativa en las respectivas ecuaciones

<sup>21</sup> La distinción establecida entre los periodos es relevante a efectos de considerar el periodo anterior y posterior a la crisis uruguaya.

de la varianza previsional, debido a lo cual se presentan los resultados obtenidos para todo el periodo. Cabe destacar además que, a excepción de las varianzas en UI y de la inflación, la inclusión del resto de las varianzas determinó mejoras en los criterios de información de AIC y SC para la ecuación de la media y la varianza previsional de *lrentafap* respecto a la modelización original de la varianza previsional (AIC -7,27; SC -7,09). En particular, la mayor disminución en los criterios de información se registró con la introducción de *dlcdst* como regresor en la ecuación de la varianza previsional. A continuación, se ubicaron las ecuaciones de la varianza condicional en que se incorporaron como regresores individuales *ldeval*, *dlcdus* y *dlubi*, considerando el periodo de análisis 1996-2010.

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

A efectos de analizar correctamente el riesgo de la cartera previsional en cada periodo analizado, es necesario considerar no solamente las varianzas (o desvíos estándar) condicionales de los distintos factores sistemáticos sino también de las covarianzas condicionales de los factores entre sí y de éstos con los retornos previsionales. Al respecto, la construcción de modelos VECH/BEKK-GARCH multivariados permitió obtener 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.

En consecuencia, otra de las subestrategias abordadas consistió en explorar la existencia de una relación lineal entre la varianza condicional previsional y el resto de varianzas y covarianzas condicionales correspondientes a los factores sistemáticos 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<sup>22</sup>.

Previamente, se realizó un análisis de correlación, y en función de las correlaciones detectadas entre las varianzas explicativas y la correlación existente entre dichas variables y la variable a explicar se decide excluir de la regresión a *dlui10y3mst* y *dlui3mst*.

Los resultados obtenidos son los siguientes:

---

<sup>22</sup> 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.



**Tabla No. 8 – Modelo de regresión lineal múltiple 1996-2003<sup>23</sup>**

Dependent Variable: lrentafapst1 - Sample: 1996M11 2003M10				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
covafap_dlt10y6m	-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
lrentafapst1(-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

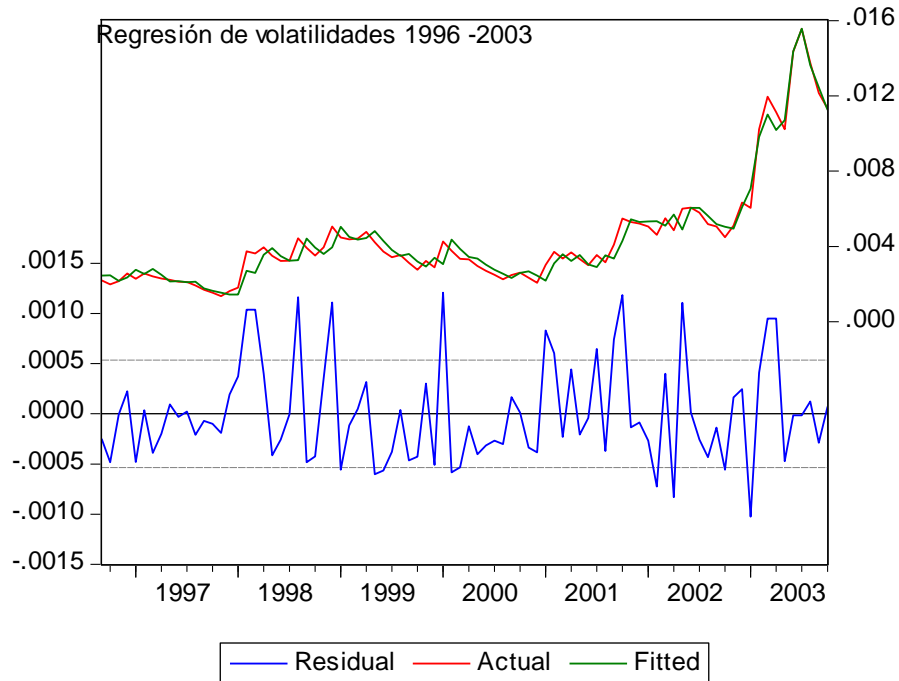
Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

En el período 1996-2003, la variabilidad previsional puede ser explicada linealmente a partir de la covarianza de los retornos previsionales con la devaluación, los retornos de los certificados de depósito en dólares americanos y el cambio de pendiente de la curva de los Treasuries americanos, la variabilidad de los retornos de los instrumentos locales en pesos y en dólares americanos y un rezago de la varianza previsional, regresores que resultan significativos al 5%. Asimismo, se incluyen un par de atípicos relacionados con el canje de deuda pública de 2003, también significativos al 5%. Los signos de estos regresores en la ecuación de la varianza previsional son en general positivos, a excepción de la variabilidad 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 récord de activos en esta moneda. Por otro lado, la deuda pública uruguaya estaba también nominada mayoritariamente en esta moneda.

<sup>23</sup> 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.

La Figura No. 21 muestra el ajuste de la varianza con el modelo propuesto en el período 1996-2003.

**Figura No. 22 – Modelo de regresión múltiple 1996 – 2003**



Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

El gráfico permite constatar que el modelo de regresión ajusta mayormente al alza con respecto a los valores originales, sobre todo hasta 2001. En 2002, se verifica un ajuste a la baja con relación a los valores reales, de menor magnitud que en el primer periodo señalado.

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

**Tabla No. 9 – Modelo de regresión lineal múltiple 2003-2010<sup>17</sup>**

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
covcdus\$_dlui10y3m	-1933.750	883.8935	-2.187764	0.0317
covdledu\$_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

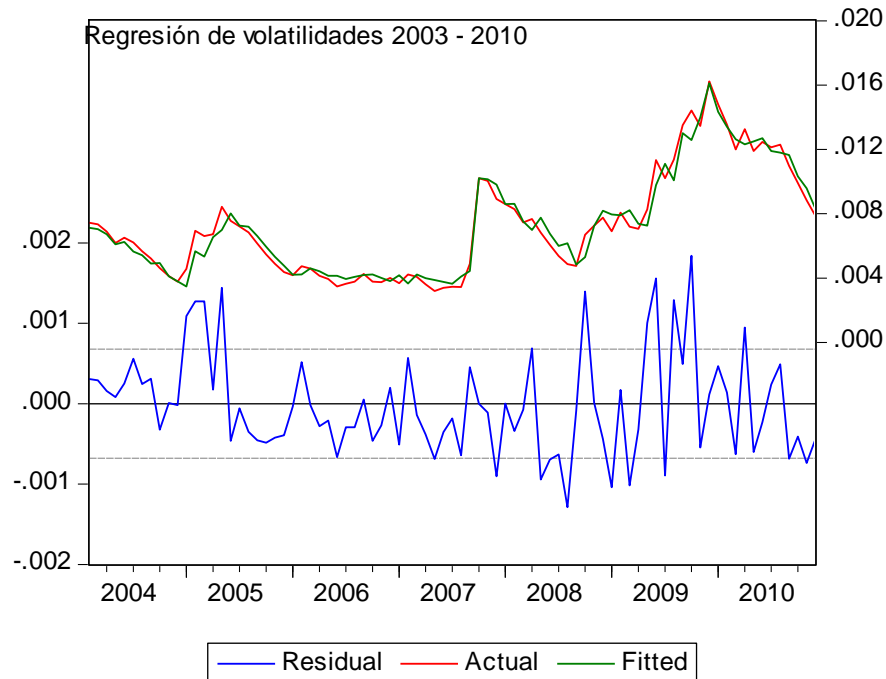
En el período 2003-2010, la varianza previsional puede ser explicada linealmente a partir de un mayor número de determinantes que en el período anterior, resultando todos los regresores significativos al 5%. En particular, se incorpora la varianza del riesgo de crédito, que junto con la variabilidad del riesgo de 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 varianza previsional. Es dable destacar además que no resultó necesario incluir un componente autorregresivo de la varianza previsional para ajustar la ecuación, como en el período 1996-2003, lo que indica un mayor poder explicativo de los determinantes identificados en este período.

De manera que en el periodo analizado, 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 varianza 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 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 variabilidades relevadas así como un efecto negativo del riesgo inflación.

La Figura siguiente muestra el ajuste de la varianza condicional previsual en el período 2003 – 2010.

**Figura No. 23 – Modelo de regresión múltiple 2003 – 2010**



Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

El análisis gráfico muestra que los residuos del modelo se encuentran ubicados dentro de la banda durante mayor porcentaje del periodo analizado que entre 1996 y 2003, destacándose el periodo 2008-2009, con residuos positivos de mayor significación. Asimismo, cabe señalar los residuos generados al comienzo de 2005, con la asunción de un nuevo gobierno.

### 7.3.3 Análisis de descomposición de varianza en un modelo VAR

Otro de los métodos utilizados para explicar la varianza previsual a partir del modelo planteado consiste en construir un VAR entre las variables representativas de los factores sistemáticos y la rentabilidad previsual y realizar un análisis de descomposición de varianza.

De esta forma, se determina cuánto de la varianza del error de predicción de cada variable puede ser explicado por shocks exógenos de las otras variables. En particular, nuestro interés es determinar qué porcentaje de la varianza previsual puede ser explicada por shocks de los factores sistemáticos identificados. Como todas las series consideradas tienen raíces unitarias, en primer lugar se testeó por la presencia de vectores de cointegración. El número de rezagos en el test de cointegración resulta ser equivalente al número de rezagos en el VAR entre las variables. En consecuencia, se testeó un VAR entre las variables analizadas y se encontró cuatro rezagos con relación a los criterios de información. El test de cointegración se realizó considerando cuatro rezagos. Los test de traza y valor propio no aceptan la hipótesis nula de presencia de un vector de cointegración, razón por la cual se testeó un VAR entre todas las primeras diferencias de las variables identificadas. El próximo paso fue determinar el orden del VAR, dado que la factorización realizada en la descomposición de varianza implica utilizar el método de Cholesky [Brezinski, 7], donde el ordenamiento de variables puede afectar el resultado. El ordenamiento correcto ubica primero a la variable más exógena, a cuyos efectos se realiza un test de causalidad de Granger [28].

Si se considera un modelo VAR con todas las variables explicativas del periodo, con cuatro rezagos<sup>24</sup>, en el período 1996-2003, se obtienen los siguientes resultados:

**Tabla No. 10 – Descomposición de varianza de lrentafap – Período 1996-2003**

Period	S.E.	lrentafap	ldeval	dlcd\$	dlcdU\$\$	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

<sup>24</sup> El número de rezagos se determinó en cada caso a efectos de minimizar los valores de los criterios de información AIC y SC.

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

Se constata que un shock sobre cualquiera de los factores sistemáticos analizados en el período – sin considerar los instrumentos en UI- no tiene un efecto inmediato en la varianza de los retornos previsionales, pero sí existen efectos rezagados con diferente magnitud de acuerdo a cada factor. Por ejemplo, resulta significativo que el retorno de los certificados de depósito en dólares ya explicaba el 11% de la varianza previsional en el tercer mes. Sin embargo, con el paso del tiempo el poder explicativo de esta variable va disminuyendo, hasta alcanzar el 10% al cabo de 12 meses.

Así se puede apreciar que al cabo de 12 meses más del 42% de la varianza previsional es explicada por el modelo, destacándose el impacto de los shocks sobre la rentabilidad de los instrumentos locales en pesos uruguayos (13,3%) y dólares americanos (10,3%), así como de los retornos (4,7%) y el empinamiento de los Treasuries americanos (4,8%).

En cuanto al riesgo de los instrumentos financieros locales, es necesario señalar que previo a la profundización en el proceso de diversificación de la cartera, había más exposición a instrumentos locales con estructura y operativa específica.

**Tabla No. 11 – Descomposición de varianza de lrentafap – Período 2003-2010**

Period	lrentafap	dlt6m	dlubi	dlui3m	dlui10y3m	dlt10y6m	linflacion	ldeval	dlcd\$	dlcdUS\$
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, observándose que nuevamente se constata que no hay efectos automáticos sobre la varianza previsional. El efecto de mayor magnitud comienza siendo el de *dlubi*, con 7,2% el segundo año, seguido por *linflacion* (4,4%), *dlui10y3m* (3,03%) y *dlt10y6m* (2,47%). En definitiva, la incorporación al VAR de todas las variables explicativas incrementa significativamente el poder explicativo de la varianza previsional, respecto al período anterior, ubicándose en más de un 52% al cabo de 12 meses. En particular, se destaca la significatividad de *linflacion*, que explica casi un 15% de la varianza previsional y de *dlubi*, con casi un 10% al cabo de 12 meses, seguidas por *dlui3m* (8,2%), *dlt10y6m* (4,5%), *dlcd\$* (4%) y *dlt6m* (4%).

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.

El esquema de descomposición de varianza muestra que en el período 1996-2003 los shocks a los retornos de los certificados de depósito en pesos uruguayos y en dólares americanos, así como los retornos de los Treasuries y su empujamiento afectan significativamente la varianza previsional. En el período posterior, sin embargo, son los shocks sobre la inflación, el riesgo de default, los retornos de los instrumentos en UI y el empujamiento de retornos de los Treasuries los que generan los mayores efectos sobre la varianza previsional, con un mayor poder explicativo que en el primer período.

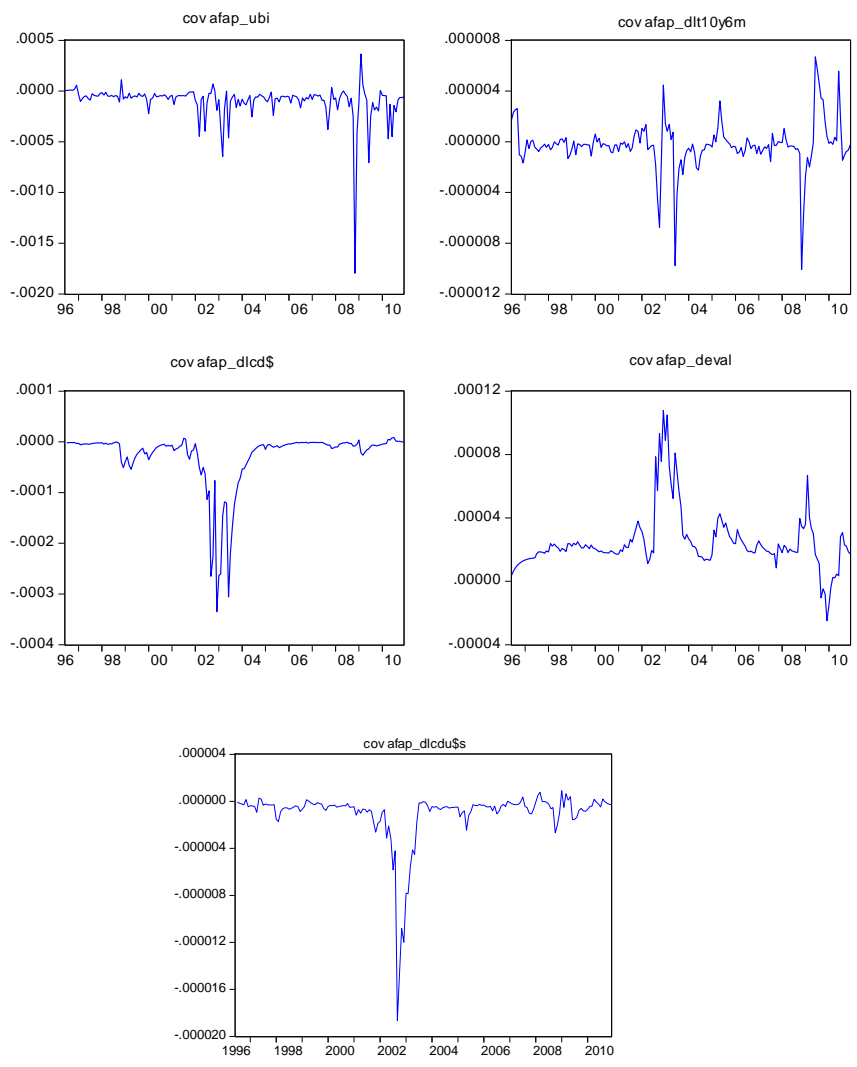
Respecto al riesgo de crédito, cabe señalar que, excepto el caso de los bonos basura, el inversor está más preocupado por los cambios en el riesgo de crédito esperado y en el costo asociado a un nivel dado de riesgo de crédito que con la verificación de un evento de default. En este sentido, las normas reglamentarias contienen varias disposiciones que limitan el grado de exposición de los FAP a un emisor determinado. Sin embargo, aun cuando el default real de un emisor pueda ser altamente improbable -como en el caso del Estado uruguayo, que concentra la gran mayoría de las inversiones del FAP- el impacto de un cambio en el riesgo de crédito esperado, o el spread demandado por el mercado para un nivel dado de riesgo de default, puede acarrear un impacto inmediato en la valoración de un bono.

En definitiva, los diferentes abordajes metodológicos realizados permiten concluir sobre un ampliamiento en las fuentes de transmisión de varianza en el período posterior a la crisis económica que afectó a Uruguay entre 2002 y 2003. El análisis gráfico permite observar que las covarianzas entre los retornos previsionales y el resto de las variables consideradas se modifican

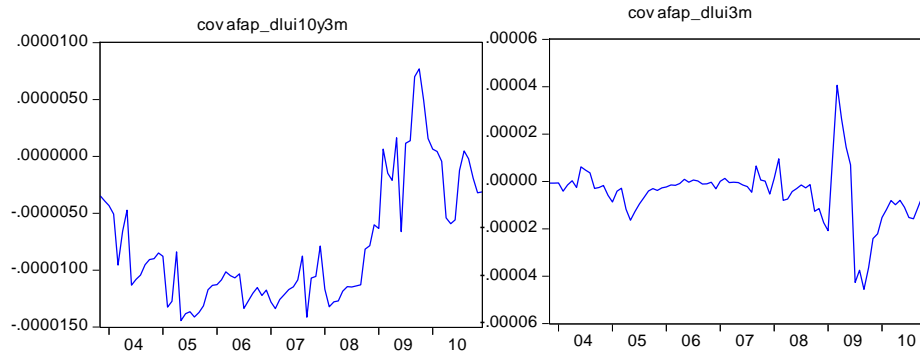
significativamente únicamente en los momentos de crisis local 2002-2003 y a partir de la crisis global 2008, permaneciendo en el resto del período en valores poco significativos.

En particular, durante la crisis local se destacan los valores negativos de la covarianza previsional versus los instrumentos locales en pesos uruguayos 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 variabilidad también fueron detectadas para el período 1996-2003 por el análisis de descomposición de varianza y en los modelos de regresión múltiple.

**Figura No. 24 – 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 (con el 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 variabilidad en el segundo subperíodo analizado también resulta consistente con el resto de los abordajes metodológicos realizados.

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 títulos de deuda uruguayos y el empinamiento de la curva de retornos de los bonos del tesoro americanos. Estos cambios en el universo de factores de riesgos también guardan relación con las modificaciones operadas en el marco regulatorio de las inversiones del FAP –hacia una mayor diversificación de inversiones y con límites a la posición de moneda extranjera– y en el mercado financiero local, donde las AFAP constituyen los principales inversores institucionales.

Asimismo, se observa que en el segundo subperíodo los factores de riesgos de la variabilidad de los retornos están alineados a los hallazgos de la literatura relevada sobre el particular, dada la preponderancia del riesgo tasa de interés en las monedas relevantes, el riesgo de cambios no anticipados en la estructura temporal de dichas tasas y el riesgo de default, que tipifican mayormente los riesgos de portafolios de renta fija.

En efecto, en el último tramo temporal analizado, los factores de riesgo de los retornos previsionales se relacionan más cercanamente con los riesgos típicos de todo inversor de bonos, donde el riesgo más importante enfrentado por el mismo es el riesgo de tasa de interés, es decir, el

riesgo de que el precio caiga debido a aumentos en las tasas de interés de las monedas relevantes en el portafolio. Se advierte asimismo la importancia del riesgo inflación, que opera como un factor contractor de la varianza previsional, lo que posiblemente esté relacionado con la predominancia de instrumentos en UI en la cartera, cuya valoración incluye el ajuste al IPC. En cambio, el riesgo devaluación opera hacia un incremento de la varianza previsional, no obstante con un impacto menor en magnitud que en el periodo 1996-2003. En este punto, a pesar que antes de la crisis local las AFAP tenían más exposición a la moneda extranjera, se considera que este riesgo no resultó aún de mayor importancia en el primer subperíodo dado que en general el peso uruguayo tendió a devaluarse frente al dólar americano. En definitiva, la vulnerabilidad subsistente de los retornos del FAP al riesgo devaluación, considerando el actual esquema de tipo de cambio flexible, permite reflexionar sobre la necesidad en el uso de instrumentos derivados, que brinden una eficaz cobertura<sup>25</sup> contra el riesgo de tipo de cambio. Asimismo, a efectos de mitigar el riesgo tasa de interés es posible utilizar instrumentos de cobertura, en función de la normativa legal emitida en 2010.

En este punto, la existencia de este tipo de instrumentos financieros durante el período de análisis hubiera determinado un análisis diferente de los riesgos sistemáticos relevados, al implicar la cobertura parcial o total de algunas de las fuentes determinantes de varianza previsional. No obstante ello, su disponibilidad actual posibilita la mitigación futura de estos riesgos, al que se suma el de descalce de las monedas del portafolio previsional respecto a la UR, dado que no existen en la plaza instrumentos nominados en esta moneda. Al respecto, actualmente este problema también está presente en la cartera de deudores del Banco Hipotecario, dada la evolución que ha tenido la UR en relación a otras variables del mercado, en mérito a la cual han resultado reajustes de cuotas muy superiores a la inflación.

---

<sup>25</sup> Las disposiciones legales emitidas durante 2010 consideran como inversiones del FAP aquellos instrumentos financieros que tengan por objeto la cobertura de riesgos, entendiendo por cobertura de un riesgo observable y medible, el asumir una posición - o combinación de posiciones - en instrumentos financieros, que producen resultados que varían en forma inversa con los resultados de los elementos cuyos riesgos se pretende cubrir. Al respecto, en la medida que las operaciones de cobertura requieran la constitución de garantías sobre los activos del Fondo de Ahorro Previsional, es preciso obtener la autorización previa de la Superintendencia de Servicios Financieros.

## Capítulo 8 - Conclusiones

En el presente trabajo, la aplicación del modelo multifactorial de valuación de precios de arbitraje junto a esquemas univariados y multivariados de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada permitió analizar la evolución temporal de la varianza previsional y la de sus factores sistemáticos así como las fuentes de transmisión de varianza en el período 1996-2010. La utilización integral de estas herramientas constituye una innovación de esta investigación, que se basa en el esquema de riesgos de los portafolios de renta fija y permite determinar la relevancia de los mismos en el portafolio previsional antes y después de la crisis local uruguaya de principios del siglo XXI.

En primer lugar, el 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 variabilidad moderados.

En particular, el análisis de atribución realizado sobre los determinantes de la varianza previsional en el periodo 1996-2010 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 varianza al régimen previsional.

En el periodo 1996-2003, las fuentes de incremento del riesgo previsional identificadas estaban constituidas básicamente por la varianza de los retornos de los certificados de depósito locales, nominados en pesos uruguayos, así como la varianza de la devaluación peso uruguayo-dólar americano. Por otro lado, resultó significativa la inclusión de la varianza 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 varianza previsional.

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 varianza 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, fundamentalmente en unidades indexadas y también en dólares americanos. Por otro lado, se identificó asimismo un efecto positivo del riesgo devaluación sobre el riesgo previsional, tanto en forma directa, como a través de la incidencia sobre otras varianzas relevadas así como del riesgo inflación, limitando el incremento de la varianza previsional.

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 títulos de deuda uruguayos y el empinamiento de la curva de retornos de los bonos del tesoro americanos.

Estos cambios en el universo de factores de riesgos también guardan relación con las modificaciones operadas en el marco regulatorio de las inversiones del FAP –hacia una mayor diversificación de inversiones y con límites a la posición de moneda extranjera– y en el mercado financiero local, donde las AFAP constituyen los principales inversores institucionales.

Asimismo, se observa que en el segundo subperíodo los factores de riesgos de la varianza de los retornos están alineados a los hallazgos de Fama y French [23], García & García [26] y Zimet [50], dada la preponderancia del riesgo tasa de interés en las monedas relevantes, el riesgo de cambios no anticipados en la estructura temporal de dichas tasas y el riesgo de default, que tipifican mayormente los riesgos de portafolios de renta fija.

En efecto, en el último tramo temporal analizado, los factores de riesgo de los retornos previsionales se relacionan más cercanamente con los riesgos típicos de todo inversor de bonos, donde el riesgo más importante enfrentado por el mismo es el riesgo de tasa de interés, es decir, el riesgo de que el precio caiga debido a aumentos en las tasas de interés de las monedas relevantes en el portafolio. Al respecto, las disposiciones legales emitidas durante 2010 consideran los instrumentos financieros que tengan por objeto la cobertura de riesgos, entendiendo por cobertura de un riesgo observable y medible, el asumir una posición - o combinación de posiciones – en instrumentos financieros, que producen resultados que varían en forma inversa con los resultados de los elementos cuyos riesgos se pretende cubrir. Al respecto, en la medida que las operaciones de cobertura requieran la constitución de garantías sobre los activos del Fondo de Ahorro Previsional, es preciso obtener la autorización previa de la Superintendencia de Servicios Financieros.

Se advierte asimismo la importancia del riesgo inflación, que opera como un factor contractor de la varianza previsional, lo que posiblemente esté relacionado con la predominancia de instrumentos en UI en la cartera, cuya valoración incluye el ajuste al IPC. En cambio, el riesgo devaluación opera hacia un incremento de la varianza previsional, no obstante con un impacto menor en magnitud que en el periodo 1996-2003. En este punto, a pesar que antes de la crisis local las AFAP tenían más exposición a la moneda extranjera, se considera que este riesgo no resultó aún de mayor importancia en el primer subperíodo dado que en general el peso uruguayo tendió a devaluarse frente al dólar americano. En definitiva, la vulnerabilidad subsistente de los retornos del FAP al riesgo devaluación, considerando el actual esquema de tipo de cambio flexible, permite reflexionar sobre la necesidad en el uso de instrumentos derivados, que brinden una eficaz cobertura contra el riesgo de tipo de cambio.

En suma, las fuentes de riesgos subyacentes y determinantes de la variabilidad 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. Finalmente, es de considerar que estamos a pocos años que los fondos previsionales comiencen a experimentar egresos de fondos significativos, momento en el que se comenzarán a servir jubilaciones por montos relevantes en unidades reajustables, moneda que no está en el menú de inversiones posibles para el FAP, razón por la cual el conocimiento de los factores generadores de variabilidad de sus retornos permitirá estar alerta para ajustar las estrategias de inversión o cubrirse de los riesgos potenciales.

## Referencias

- [1] Albuquerque & Portugal (2005), Exchange rate and inflation: A case of grumpiness of volatility, II Seminário de Economia de Belo Horizonte (SEBH), setiembre
- [2] Amisano, G. & Giannini, C. Topics in Structural VAR Econometrics – Springer – Segunda edición – Berlin, 1997
- [3] Asteriou, D. & Hall, S. (2006), Applied Econometrics. A modern approach using EViews and Microfit. Revised edition, Palgrave Macmillan
- [4] Bodie, Kane & Marcus (1989), *Investments*, Irwin.
- [5] Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autorregressive Condicional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327
- [6] Bollerslev, T., R. F. Engle & J. M. Wooldridge (1988), ‘A capital asset pricing model with time-varying covariances’, *The Journal of Political Economy*, **96**, 116–131.
- [7] Brezinski, C. (2005), "La méthode de Cholesky", *Rev. Hist. Math.*, **11** : 205-238
- [8] Brown, S. J. & Weinstein, M. I. (1983), ‘A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm’, *The Journal of Finance*, **38**(3):711–743.
- [9] CFA Institute (2012), CFA Program Curriculum Level I, Equity and Fixed Income, Volume 5, ISBN **10**: 0-558-92501-4
- [10] Chen, N., Roll, R., & Ross, S. A. (1986), Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, **59**(3):383–403.
- [11] Cho, D. C., Elton, E. J., & Gruber, M. J. (1984), ‘On the robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory’, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **19**(1):1–10.

- [12] Dhrymes, P. J., Friend, I., Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1985), 'New tests of the APT and their implications', *The Journal of Finance*, **40**(3):659–674.
- [13] Diacogiannis, G. P. (1986), 'Arbitrage Pricing Theory: a critical examination of its empirical applicability for the London Stock Exchange', *Journal of Business Finance and Accounting*, **13**(3):489–504.
- [14] Diez de Castro, L. Mascareñas, J. (1998), *Ingeniería Financiera*. Segunda edición, Mc Graw-Hill.
- [15] Enders, W. (1995), *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons
- [16] Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the variance in U.K. inflation", *Econometrica*, 5, 987-1008
- [17] Engle, R. F., & Kroner, K. (1995), 'Multivariate simultaneous generalized ARCH', *Econometric Theory*, **11**, 122–150.
- [18] Engle, R.F, Lilien D.M. & Robins, R.P. (1987), "Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, 55, nº 2, 391-407
- [19] Engle, R.& Ng, V. (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Finance* **48**: 1749-1778
- [20] Fabozzi, F. (1995), *Bond markets, analysis and strategies*. Third Edition, Prentice Hall.
- [21] Fabozzi, F. (1997), *Managing Fixed Income Portfolios*, Frank J. Fabozzi Associates.
- [22] 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.
- [23] Fama, E. & French, K. (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, **33**(1): 3-56
- [24] Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973), 'Risk, return, and equilibrium: empirical tests', *The Journal of Political Economy*, **81**(3):607–636.
- [25] Franses, P. & Dijk, D. (2003), *Nonlinear time series models in empirical finance*, Cambridge University Press
- [26] García, Y. & García J. (2006), 'Which are the risk factors in the pricing of Personal Pension Plans in Spain?', *Revista Brasileira de Economia*, **60** (2): 179–192.
- [27] Glosten, L. Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993), "Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *Journal of Finance* **48**: 1779-1801.
- [28] Granger, C.W.J. (1969), 'Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods', *Econometrica*, **37**: 424-38.
- [29] Harris, R. & Sallis, R. (2003), *Applied time series modeling and forecasting*, Wiley
- [30] Illanes, J. (2005), "Dinámica financiera de los Fondos de Ahorro Previsional", XX Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay
- [31] Kryzanowski, L. & To, M. C. (1983), 'General factor models and the structure of security returns' *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **18**(1):31–52.

- [32] Laporta, S. & Rivero, M. (2006), Rentabilidad ajustada por riesgo: Una propuesta para los Fondos de Pensión en Uruguay, Jornadas de Economía
- [33] Ley 16.713, Decretos reglamentarios y Recopilación de Normas de Control de Administradoras de Fondos Previsionales, Banco Central del Uruguay, [www.bcu.gub.uy](http://www.bcu.gub.uy).
- [34] Lutkepohl, H. & Kratzig, M. (2007), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press,
- [35] Markowitz, H. (1952), "Portfolio selection", The Journal of Finance, marzo
- [36] Markowitz, H. (1952), "Portfolio selection", Yale University, marzo
- [37] Merton, R. (1973), An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica*, setiembre
- [38] Nelson, D.B. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica* 59, nº 2, 347-370
- [39] 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.
- [40] Pascale, R. (1999), *Decisiones financieras*. 3ª. Edición, Ediciones Macchi.
- [41] Principales Variables del Régimen de Jubilación por Ahorro Individual Obligatorio, Series Estadísticas, Banco Central del Uruguay, [www.bcu.gub.uy](http://www.bcu.gub.uy).
- [42] Roll, R. & Ross, S. A. (1980), 'An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory', *The Journal of Finance*, **35**(5):1073–1103.
- [43] Ross, S. (1976), 'The arbitrage theory of capital asset pricing theory'. *Journal of Economic Theory*, **13**(3):341–360.
- [44] Ross, S., Westerfield, R. & Jaffe, J. (1997), "Finanzas corporativas", Tercera Edición, Irwin
- [45] Saldain, R. (1995), "Reforma jubilatoria. El nuevo modelo previsional. Ley No. 16.713 de 3-IX-1995", Primera edición, Fundación de Cultura Universitaria, Montevideo
- [46] Sarmiento, A. (2004), 'El manejo de la deuda pública y el acuerdo realizado con las AFAP', *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay, Segunda Época, Volumen XI Número 2.
- [47] Seijas, M. (2009), "Maduración de los esquemas privados de pensiones en América Latina", Breviarios de Seguridad Social, Centro Interamericano de Estudios de Seguridad Social, Primera edición, México, ISBN: 978-968-9483-01-4
- [48] Sharpe, W. (1964), "Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk", The Journal of Finance, setiembre
- [49] Wooldridge, J. (2006), "Introducción a la econometría. Un enfoque moderno", Segunda Edición, Thomson
- [50] Zimet, F. (2007), Los determinantes del spread de las economías emergentes. Una perspectiva financiera. XXII Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.

## Apéndice A

### I) Esquemas univariados de heterocedasticidad condicional

El primer modelo que propuso el concepto de heterocedasticidad condicional autorregresiva (*ARCH, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) fue introducido por Robert Engle en 1982 [16]. El modelo supone que la varianza de los residuos en el momento  $t$  depende de los términos de error al cuadrado de periodos pasados. Engle sugirió que es mejor modelizar simultáneamente la media y la varianza de una serie cuando se sospecha que la varianza condicional no es constante.

El modelo ARCH( $q$ ) supone que la varianza condicional de un período depende de los errores cometidos en hasta  $q$  períodos anteriores. Su formulación es la siguiente:

$$(16) Y_t = a + \beta' X_t + \mu_t \text{ con}$$

$$(17) \mu_t / \Omega_t \sim \text{iid } N(0, h_t)$$

$$(18) h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \alpha_2 \mu_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \mu_{t-q}^2$$

donde:

$X_t$  es un vector  $k \times 1$  de variables explicativas

$\beta$  es un vector  $k \times 1$  de coeficientes

$\mu_t$  es la perturbación o error del proceso, que se distribuye en forma independiente con media cero y varianza condicional  $h_t = \delta_t^2$

$\Omega_t$  es el conjunto de información disponible al momento  $t$

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$  son los parámetros especificados por el modelo

La ecuación (16) es la ecuación de la media condicional mientras que la ecuación (18) es la ecuación de la varianza condicional. 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 sea siempre positiva. En estas condiciones, dado que  $\mu_t^2$  son siempre positivos, las condiciones a cumplirse son  $\alpha_0 > 0$  y  $\alpha_j \geq 0 \forall j$ .

En 1986 los modelos ARCH fueron generalizados a modelos GARCH por Bollerslev [5]. Esta generalización implica incorporar a la varianza condicional los términos de rezagos de la varianza condicional como términos autorregresivos. La expresión de un modelo GARCH( $p, q$ ) es la siguiente:



$$(19) Y_t = a + \beta' X_t + \mu_t \text{ con}$$

$$(20) \mu_t / \Omega_t \sim \text{iid } N(0, h_t)$$

$$(21) h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \mu_{t-q}^2 + \beta_1 \delta_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \delta_{t-p}^2$$

Este modelo establece que la varianza condicional ahora depende tanto de los valores pasados de los shocks, que son capturados por los rezagos de los residuos al cuadrado, como de sus propios valores pasados, que son capturados por los rezagos de los términos  $h_t$ . En otras palabras, se permite simultáneamente una estructura AR de orden  $q$  en la dependencia de los cuadrados de la serie y una estructura MA de orden  $p$  de la varianza condicional. En el caso de  $p=0$ , el modelo se reduce a un ARCH( $q$ ).

Las restricciones necesarias para garantizar varianza condicional positiva para todo  $t$  son:  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_i \geq 0$  y  $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1 \forall i, j$ . En particular, el modelo GARCH(1,1) ha resultado exitoso al modelizar la varianza de series financieras, resultando además fácilmente estimable pues considera solamente tres parámetros desconocidos,  $\alpha_0, \alpha_1$  y  $\beta_1$  y en consecuencia se pierden menos grados de libertad.

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 varianza 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  $h_t$ . Sin embargo, la dinámica de los mercados financieros parece indicar que la varianza de los rendimientos resulta de diferente magnitud ante noticias negativas (caídas de precios) que positivas (subas de precios).

En 1991, Nelson [38] 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:

$$(22) Y_t = a + \beta' X_t + \mu_t \text{ con}$$

$$(23) \mu_t / \Omega_t \sim \text{iid } N(0, h_t)$$

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

donde:

$\log(h_t)$  es el logaritmo de la serie de varianzas

$\alpha_1$  es el parámetro de asimetría

$\theta_1$  es el parámetro de agrupamiento o clustering de varianzas.

Dado que el lado izquierdo de la ecuación es el logaritmo de la varianza, esto determina que el efecto apalancamiento<sup>26</sup> sea exponencial en vez de cuadrático, por lo que las estimaciones de la varianza condicional son no negativas con certidumbre.

El modelo EGARCH permite testear por asimetrías, a efectos de lo cual el parámetro de importancia es  $\alpha_1$ . Si  $\alpha_1 \neq 0$ , el impacto es asimétrico. Si  $\alpha_1 < 0$ , existen efectos leverage, es decir que la varianza de los retornos registra una mayor variación ante perturbaciones negativas que positivas de los mismos. En efecto, ante un shock positivo, el impacto sobre el logaritmo de la varianza es  $(-\alpha_1 + \theta_1) \left( \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right)$ ; en cambio, ante un shock negativo, el impacto será de

$(\alpha_1 + \theta_1) \left( \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right)$ , es decir que el impacto en la varianza ante un shock negativo (disminución de precios) resulta ser mayor que ante un shock positivo (aumento de precios). Por otro lado, si  $\theta_1 > 0$ , este proceso genera agrupamiento de varianzas.

Adicionalmente, se consideran en el trabajo extensiones de los modelos descritos anteriormente. Es el caso de los modelos GARCH-M, desarrollados en 1987 por Engle, Lilien & Robins [18], que consideran la hipótesis que la varianza de los retornos podría afectar el nivel de los mismos, por lo que se incorporan rezagos de la varianza condicional como variables explicativas en la ecuación de la media condicional. Esta situación es bastante frecuente cuando se aborda la modelización de variables relacionadas con los mercados financieros. La representación de un GARCH en media o GARCH-M (1,1) es la siguiente:

---

<sup>26</sup> La asimetría de la volatilidad de los retornos de series financieras también conocida como apalancamiento, ha sido encontrada por Nelson [38], Glosten et al [27], Engle y Ng [19], entre otros.

$$(25) Y_t = a + \beta' X_t + \theta h_t + \mu_t \text{ con}$$

$$(26) \mu_t / \Omega_t \sim \text{iid } N(0, h_t)$$

$$(27) h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \beta_1 \delta_{t-1}^2$$

Consideremos, por ejemplo, inversores que son aversos al riesgo y que requieren un premio como compensación de forma de mantener un activo riesgoso. Este premio es claramente una función positiva del riesgo (a mas alto riesgo, mayor resulta el premio requerido). Si el riesgo es capturado por la variabilidad o por la varianza condicional, entonces la varianza condicional puede entrar en la ecuación de la media condicional de  $Y_t$ . Otras variantes del GARCH-M incluyen el desvío estándar en la ecuación de la media de los retornos. Asimismo, existen otras representaciones de modelos GARCH-M que consideran generalizaciones de modelos de correlación constante, modelo factoriales, modelos con coeficientes aleatorios, entre otros [Franses & van Dijk, 25]

Para que el retorno condicional sea positivo, el parámetro  $\theta$  debe ser estadísticamente significativo y de signo positivo, dado que  $h_t$  es siempre positiva.

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

$$(28) Y_t = a + \beta' X_t + \theta h_t + \mu_t \text{ con}$$

$$(29) \mu_t / \Omega_t \sim \text{iid } N(0, h_t)$$

$$(30) \log(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left( \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right) + \beta_1 \log(\delta_{t-1}^2) + \theta_1 \left( \left| \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| \right)$$

Este modelo, de acuerdo a lo comentado para los modelos EGARCH y GARCH-M, permite testear por asimetrías de la varianza condicional, a la vez que considera que el nivel de varianza puede afectar el nivel de retornos. A semejanza de los modelos EGARCH, si  $\alpha_1 \neq 0$ , el impacto es asimétrico. Si  $\alpha_1 < 0$ , existen efectos leverage, es decir que la varianza de los retornos registra una mayor variación ante perturbaciones negativas que positivas de los mismos. Por otro lado, si  $\theta_1 > 0$ , este proceso genera agrupamiento de varianzas. A su vez, de acuerdo al modelo GARCH-M, para que el retorno condicional sea positivo, el parámetro  $\theta$  debe ser estadísticamente significativo y de signo positivo, dado que  $h_t$  es siempre positiva.

## II) Esquemas multivariados de heterocedasticidad condicional

Un modelo GARCH multivariado general para un proceso de  $k$  dimensiones  $\mu_t = (\mu_{1,t}, \mu_{2,t}, \dots, \mu_{k,t})$  está dado por:

$$(31) \mu_t = z_t H_t^{1/2}$$

Donde  $z_t$  es un proceso i.i.d. de  $k$ -dimensiones con media cero y matriz de covarianzas igual a la matriz identidad  $I_k$ . A partir de estas propiedades de  $z_t$  y la ecuación (31), sigue que:

$$(32) E(\mu_t / \Omega_{t-1}) = 0 \text{ y que}$$

$$(33) E(\mu_t \mu_t' / \Omega_{t-1}) = H_t$$

A efectos de completar el modelo, se necesita especificar una parametrización para la matriz de covarianzas condicionales  $H_t$ . Como en los modelos GARCH univariados, una alternativa es permitir que  $H_t$  dependa de rezagos de perturbaciones  $\mu_{t-i}, i = 1, \dots, q$  y de matrices de covarianzas condicionales rezagadas  $H_{t-i}, i = 1, \dots, p$ .

Al respecto, en el trabajo se considerarán dos modelos alternativos, el VECH-GARCH y el BEKK-GARCH, que se presentan a continuación.

El modelo VECH-GARCH de Bollerslev, Engle y Wooldridge [6] es una generalización del modelo GARCH univariado, donde 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.

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

donde  $\text{vech}(\cdot)$  es un operador que acumula las columnas del sector triangular inferior de la matriz  $(K \times K)$  de argumentos al cuadrado en un vector de dimensiones  $K(K + 1)/2$ ,  $c$  es un vector  $K(K + 1)/2 \times 1$  que acumula los componentes de  $(c)$  varianzas invariantes en el tiempo, y  $A_j$  y  $B_j$  son

matrices de parámetros  $K(K + 1)/2 \times K(K + 1)/2$ . El caso especial donde  $p=0$  formaliza el proceso ARCH(q) multivariado.

El modelo VECM es muy flexible pero a su vez requiere estimar un gran número de parámetros  $(p + q)(K(K + 1)/2) + K(K + 1)/2$ , que se convierte en un número excesivamente grande a medida que  $K$  se incrementa. Por ejemplo, en el caso bivariado, el modelo contiene 21 parámetros que deben ser estimados. Otra desventaja de este modelo es que las condiciones a exigir a las matrices  $A_j$  y  $B_j$  que garanticen que la matriz de covarianzas condicionales  $H_t$  sea semi-definida positiva no son fáciles de imponer.

Debido a ello, los autores presentaron una versión simplificada del modelo, asumiendo que  $A_j$  y  $B_j$  son matrices diagonales. De esta forma, la covarianza condicional entre  $\mu_{i,t}$  y  $\mu_{j,t}$ ,  $h_{ij,t}$ , depende solamente de los productos cruzados rezagados de los dos shocks involucrados y los valores rezagados de la covarianza. En este caso, el número de parámetros iguala a  $3(K(K+1)/2)$ . Para el caso bivariado, deben ser estimados 9 parámetros.

Por otro lado, Bollerslev [5] ideó una forma alternativa para simplificar el modelo VECM general, asumiendo que las correlaciones condicionales entre los elementos de  $\mu_t$ , son invariantes en el tiempo. Esto implica que la covarianza condicional  $h_{ij,t}$ , entre  $\mu_{i,t}$  y  $\mu_{j,t}$  es proporcional al producto de las desviaciones estándar condicionales. Se asume que las varianzas condicionales individuales siguen modelos GARCH(1,1) univariados.

Al respecto, cabe señalar que la estimación no es tan dificultosa como en el modelo VECM completo, dado que cada ecuación puede ser estimada separadamente. Sin embargo, una dificultad de los modelos de correlación y diagonal constante es la posibilidad de que exista una dinámica de correlación cruzada relevante que pueda ser dejada afuera del modelo por construcción.

Otro modelo que puede ser visto como una versión restringida del modelo VECM es el modelo BEKK-GARCH (Baba-Engle-Kraft-Kroner), que está definido en Engle y Kroner [17]. El modelo se representa como sigue:

$$(35) \quad H_t = CC' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K A'_{kj} \mu_{t-j} \mu_{t-j} A_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B'_{kj} H_{t-j} B_{kj}$$

Donde  $A_{kj}$ ,  $B_{kj}$ , y  $CC'$  son matrices de parámetros  $K \times K$  y  $CC'$  es triangular inferior. Como el segundo y tercer término del lado derecho de la ecuación (35) se expresan en formas cuadráticas, se

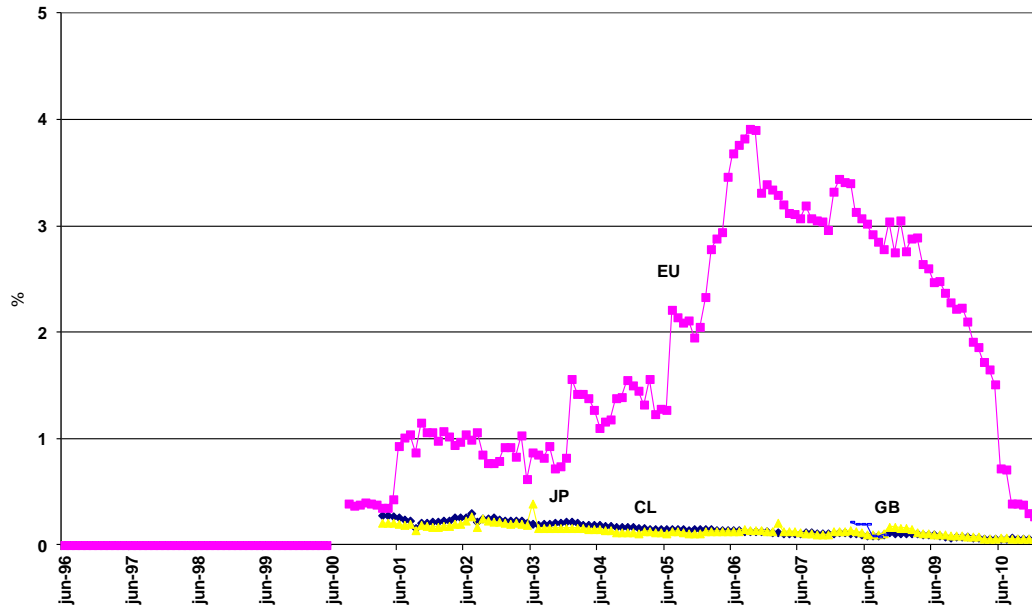
garantiza que  $H_t$  sea definida positiva sin necesidad de imponer restricciones en las matrices de parámetros  $A_{kj}$  y  $B_{kj}$ . Esta es la principal ventaja de la representación BEKK. Por otro lado, el número de parámetros a estimar en (35) es de  $2K^2+K/2$ , que resulta todavía muy alto a medida que  $K$  aumenta. En el caso bivariado, deben estimarse 12 parámetros. Por otro lado, en cualquier caso que  $K > 1$ , surge un problema de identificación en la representación BEKK, dado que hay varias parametrizaciones que dan como resultado la misma representación del modelo.

**CRITERIO DE INFORMACION DE AKAIKE (AIC, *Akaike Information Criterion*):** es una medida de la calidad relativa de un modelo estadístico, para un conjunto de datos dados. AIC tiene que ver con la bondad de ajuste del modelo y la complejidad del modelo, ofreciendo una estimación relativa de la pérdida de información cuando un modelo dado se usa para representar el proceso generador de datos. Se elige el modelo que minimice la pérdida de información.

**CRITERIO DE INFORMACION DE SCHWARZ (BIC, *Bayesian Information Criterion*):** es un criterio de selección de modelos, basado en la función de verosimilitud y está relacionado con el criterio AIC. Al ajustar modelos, es posible incrementar la verosimilitud aumentando el número de parámetros, pero esto puede resultar en un sobreajuste de los datos. Tanto BIC como AIC resuelven este problema introduciendo un término de penalidad por el número de parámetros del modelo.

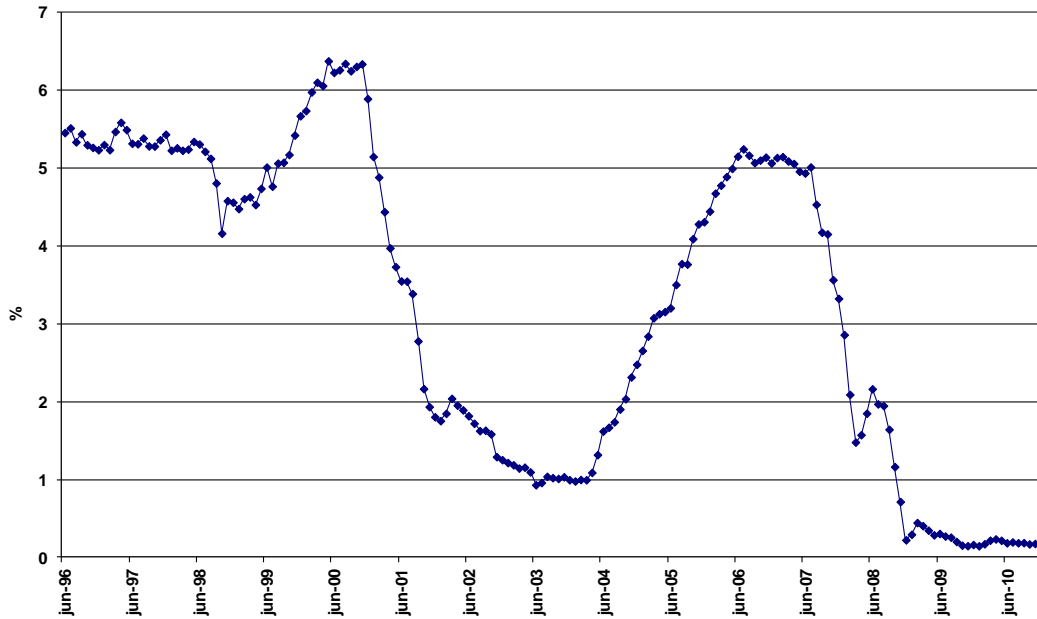
## Apéndice Estadístico

Figura No. 5 – Inversiones del FAP según moneda (II) Jun-96 – Dic-10



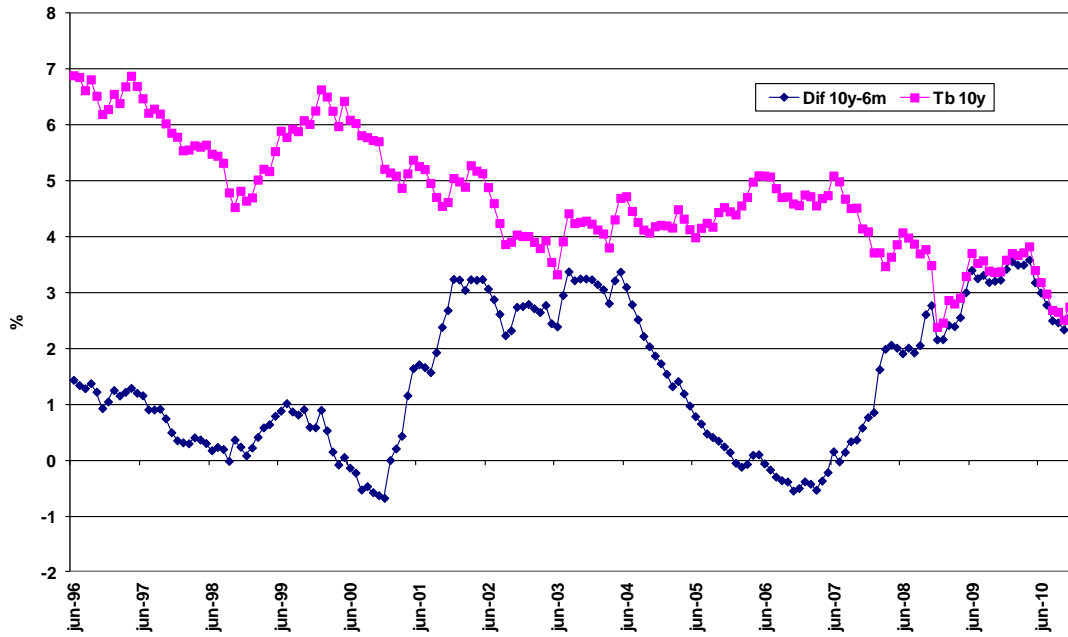
Fuente: Banco Central del Uruguay

Figura No. 8 – Tasas de rendimiento de Treasury Bills a 6 meses



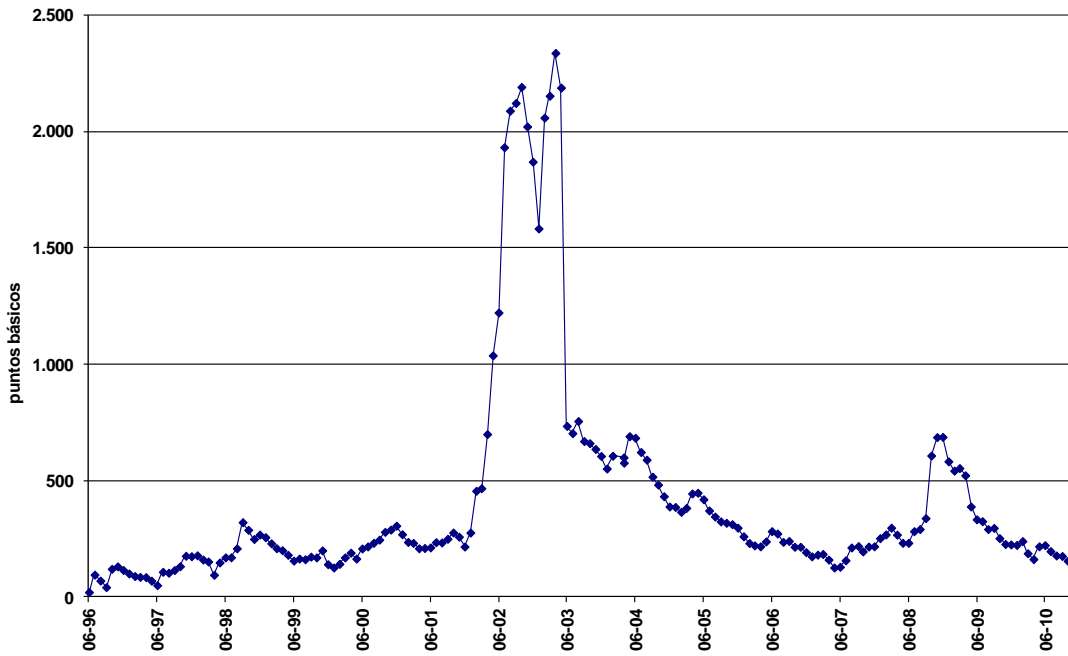
Fuente: United States Department of the Treasury

Figura No. 9 – Diferencial del Treasury Bond a 10 años frente al Treasury Bill a 6 meses



Fuente: United States Department of the Treasury

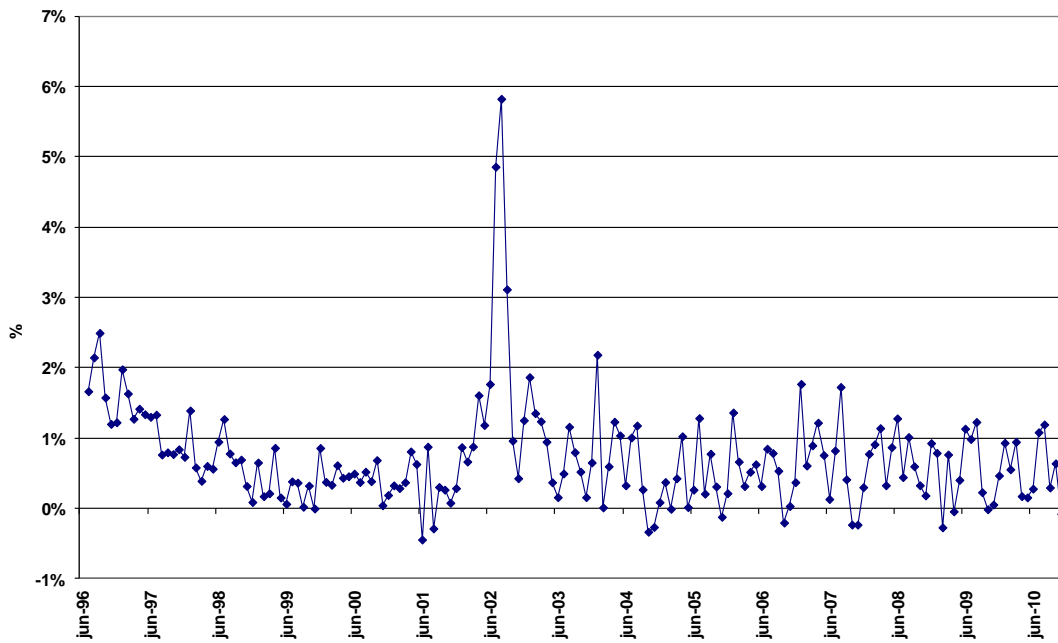
Figura No. 10 - UBI (promedios mensuales) 1996 - 2010



Fuente: Republica AFAP S.A.

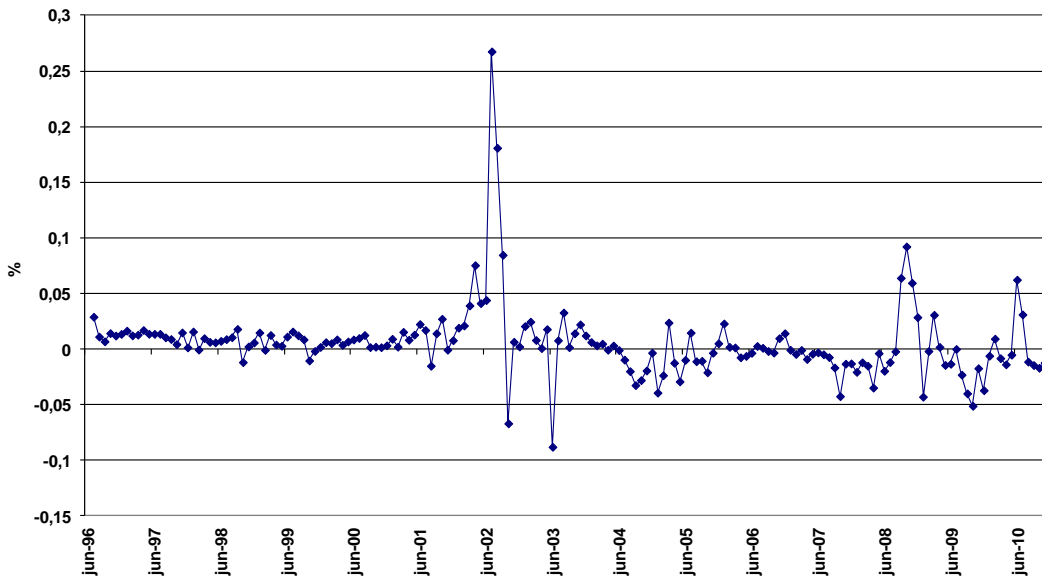


**Figura No. 11 – Inflación doméstica**



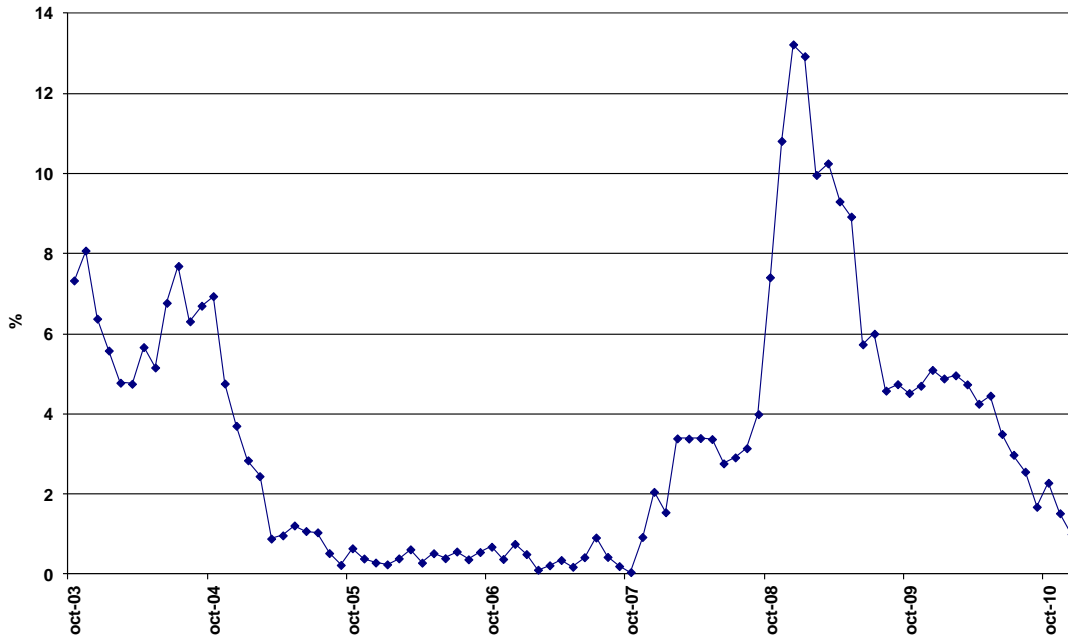
Fuente: Elaboración propia en base a información del Instituto Nacional de Estadística

**Figura No. 12 – Devaluación peso uruguayo – dólar americano 1996-2010**



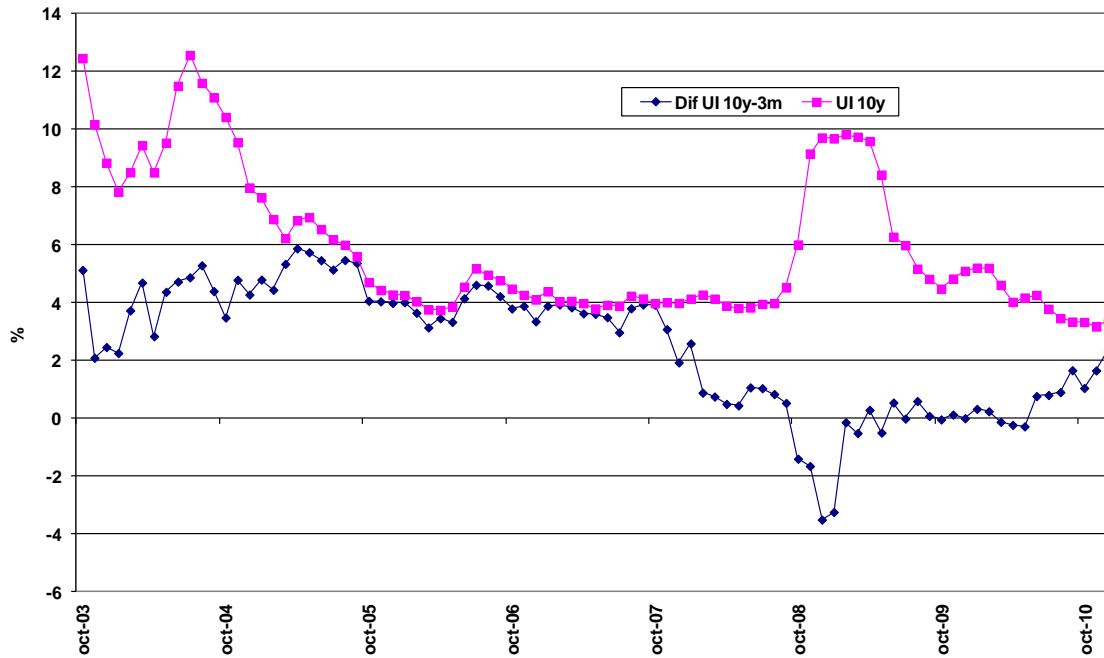
Fuente: Elaboración propia en base a información del Banco Central del Uruguay

Figura No. 13 - Tasas de referencia en Unidades Indexadas a 3 meses



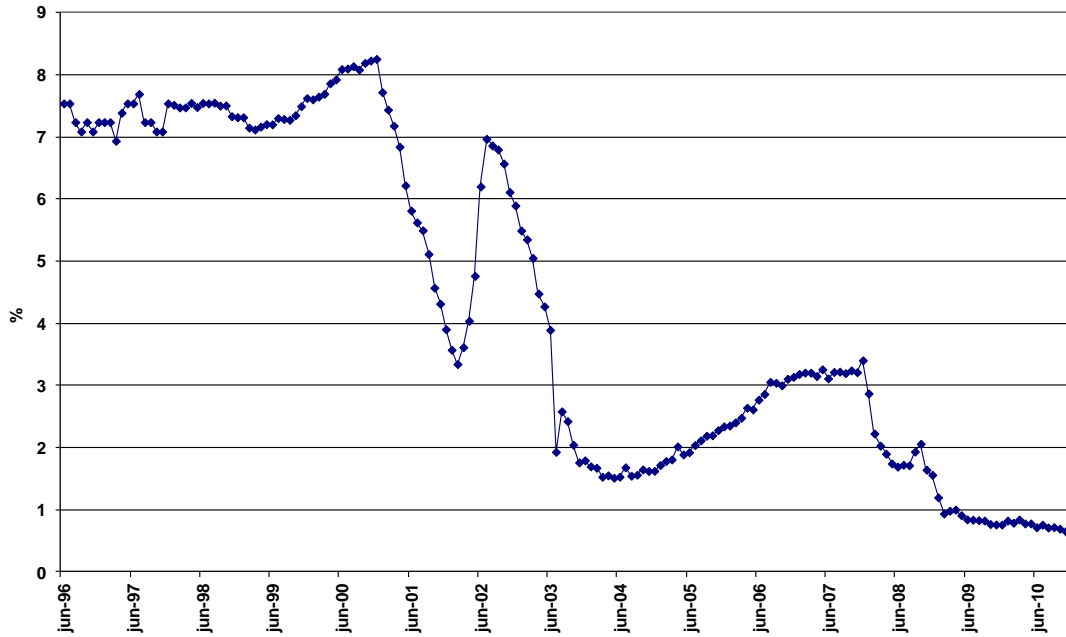
Fuente: Bolsa Electrónica de Valores S.A. (BEVSA)

Figura No. 14 – Diferencial de las tasas de referencia UI 10 y – 3m



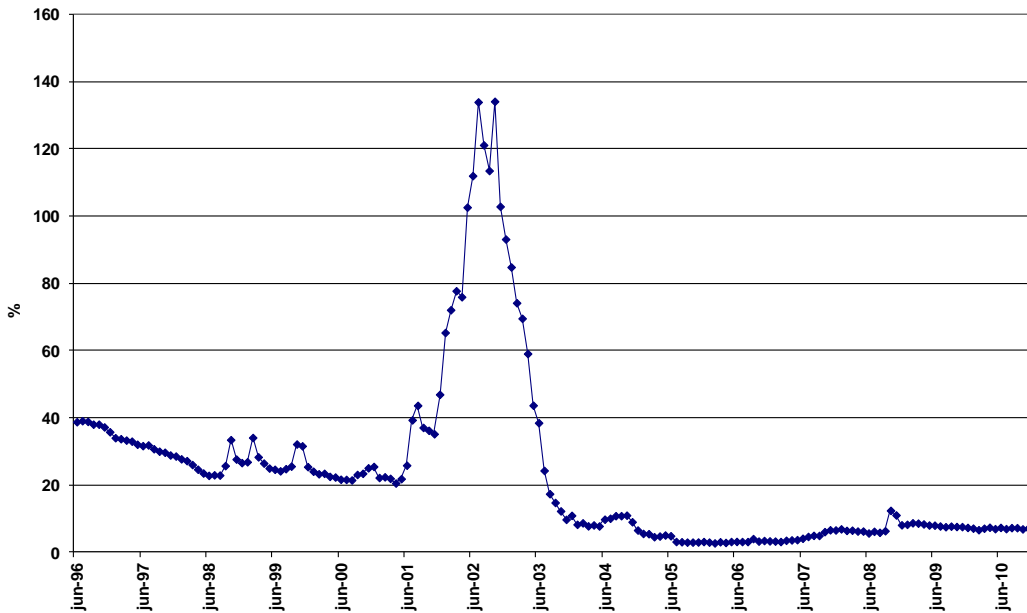
Fuente: Bolsa Electrónica de Valores S.A. (BEVSA)

Figura No. 15 – Retornos de Certificados de Depósito en dólares americanos



Fuente: Banco Central del Uruguay

Figura No. 16 – Retornos de Certificados de Depósito en pesos uruguayos



Fuente: Banco Central del Uruguay

**Tabla No. 3: Test de Dickey Fuller aumentado**

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

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews

\*con constante, \*\*con constante y tendencia

**Tabla No. 4 – 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

**Tabla No. 5: Descripción de series de varianza condicional**

Serie original	Serie varianza condicional
lrentafap	lrentafapst1
ldeval	ldevalst1
linflacion	linflacionst1
dloi10y3m	dloi10y3mst
dlcd\$	dlcd\$st
dlcdus\$	dlcdus\$st
dlubi	dlubist
dlt6m	dlt6mst1
dlt10y6m	dlt10y6mst
dloi3m	dloi3mst

Fuente: Elaboración propia a partir de Eviews