

**Banco de México**  
**Documentos de Investigación**

**Banco de México**  
**Working Papers**

**N° 2008-02**

**Análisis del Desempeño de las Administradoras de Fondos para el Retiro: Evidencia de un Estudio Bootstrap Estacionario**

**Arnulfo Rodríguez**  
Banco de México

**Gerardo Zúñiga**  
Banco de México

**Pedro N. Rodríguez**  
Sungard Trading and Risk Systems-BancWare

Febrero 2008

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

## Análisis del Desempeño de las Administradoras de Fondos para el Retiro: Evidencia de un Estudio Bootstrap Estacionario\*

Arnulfo Rodríguez<sup>†</sup>  
Banco de México

Gerardo Zúñiga<sup>‡</sup>  
Banco de México

Pedro N. Rodríguez<sup>§</sup>  
Sungard Trading and Risk Systems-BancWare

**Resumen** Este documento analiza el desempeño de las administradoras de fondos de ahorro para el retiro (AFORES) utilizando un modelo de fijación de precios que incluye factores macroeconómicos y portafolios de referencia para explicar los rendimientos. Utilizamos una técnica de remuestreo (bootstrap) para obtener una distribución de corte transversal de medidas de desempeño (alfas) para todas las AFORES en nuestra muestra. Esto se hace para determinar si un administrador de fondos de pensiones agrega valor a su portafolio (antes del cobro de comisiones) o bien, si después de controlar por otros factores relevantes, el desempeño es producto de la suerte. Al comparar la medida de desempeño (alfa) estimada para un fondo en particular con la distribución de alfas en rankings inferiores, podemos encontrar si un fondo se distingue de los demás. Nuestros resultados sugieren que los administradores de fondos de pensiones no agregan valor a su portafolio y que no pueden distinguirse unos de otros.

**Palabras Clave:** Fondos de pensiones, Evaluación de desempeño, Remuestreo estacionario.

**Abstract** This paper assesses the performance of Mexican pension funds (AFORES) by using an asset pricing model that includes macroeconomic factors and benchmark portfolios to explain returns. We apply a bootstrap statistical technique to obtain the cross-sectional distribution of performance measures (alphas) across all pension funds. This is done to determine whether a pension fund manager adds value to the portfolio before commissions charges, or if the performance observed, after controlling for the relevant factors, is simply explained by luck. Moreover, by comparing pension fund alphas to the distributions of alphas corresponding to lower rankings, we can find out if a particular fund statistically distinguishes itself from others. Our results provide evidence that pension funds managers do not add value to the portfolio and that funds are not distinguishable from each other.

**Keywords:** Pension funds, Performance evaluation, Stationary bootstrap.

**JEL Classification:** C14, G11, G23

---

\*Queremos extender nuestro más profundo agradecimiento a Alejandro Díaz de León por sus valiosas sugerencias para mejorar sustancialmente el contenido de este documento. También le agradecemos a Carlos Capistrán, Daniel Chiquiar y Manuel Ramos Francia por sus excelentes comentarios. Christian Constandse, Giovanni Tapia, Jorge Vivas y Adriana Baltazar hicieron un gran trabajo como asistentes de investigación.

<sup>†</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: arodriguez@banxico.org.mx.

<sup>‡</sup> Dirección General de Investigación Económica. Email: gerardo.zuniga@banxico.org.mx.

<sup>§</sup> Sungard Trading and Risk Systems. Email: Pedro.Rodriguez@sungard.com.

## 1. Introducción

Han pasado diez años desde que el sistema de pensiones para los trabajadores empleados en el sector privado en México fuera reformado, de un sistema con beneficios definidos (*pay-as-you-go*) a un sistema de contribuciones definidas depositadas en cuentas individuales. Estas cuentas consisten en contribuciones obligatorias de los trabajadores, empleadores y gobierno, y son administradas e invertidas por empresas especializadas llamadas AFORES (*Administradoras de Fondos de Ahorro para el Retiro*).

Una característica de los sistemas de pensiones basados en cuentas individuales es que el ingreso de un trabajador pensionado depende de los fondos acumulados en su cuenta. Estos fondos crecen con el tiempo dependiendo de diversas variables específicas para cada trabajador, como edad, ingreso, tasa de contribución, y vida laboral. Su crecimiento también depende de la tasa de rendimiento obtenida por los administradores de fondos de ahorro para el retiro, y las comisiones que estos cobran por los servicios de administración e inversión. Así, uno de los componentes más relevantes para las pensiones de los trabajadores se refiere a los rendimientos de los fondos administrados y, por lo tanto, es de gran relevancia la evaluación del desempeño relativo de las AFORES en este aspecto.

El objetivo principal de este estudio es doble. Primero, determinamos si un administrador de fondos de pensión agrega valor al portafolio relativo a un portafolio de referencia (*benchmark*) específico, que representa una estrategia simple de inversión pasiva, y vemos si su desempeño se puede distinguir de un resultado aleatorio (suerte). Segundo, utilizamos una metodología bootstrap para discriminar entre el desempeño de AFORES específicas y los resultados aleatorios asociados con clasificaciones de menor desempeño a las que pertenecen otras AFORES. Esto nos permitirá diferenciar a una AFORE de otras basándonos en su desempeño.

Nuestro análisis se divide en dos partes. Primero, usamos una especificación de rendimientos basada en la Teoría de Valuación de Activos (APT, por sus siglas en inglés) para

derivar lo que se conoce en la literatura como el alfa de Jensen.<sup>1</sup> Como segunda etapa, aplicamos una técnica de bootstrap estacionario para obtener la distribución de corte transversal de las medidas de desempeño para todos los fondos de pensiones. Después, procedemos a comparar las alfas estimadas en la primera etapa con la distribución obtenida en la segunda etapa, lo que nos permite distinguir la medida de desempeño estimada de resultados aleatorios (suerte) y evaluar si las AFORES se pueden diferenciar una de otra con base en esas medidas de desempeño.

Un documento pionero en la evaluación del desempeño de los fondos de pensiones mexicanos es el de García-Verdú (2005). El autor propone un modelo de dos factores que captura los rendimientos de los fondos de ahorro para el retiro en México. Sin embargo, ninguno de los dos factores que utiliza este autor son variables económicas fundamentales.<sup>2</sup> Su análisis sugiere que ningún administrador de fondos de pensión tiene habilidades superiores para escoger activos en relación a un benchmark de bonos gubernamentales.

Kosowski *et al.* (2006) conducen el primer examen exhaustivo del desempeño de fondos mutuos de inversión para Estados Unidos controlando, explícitamente, por suerte y utilizan una técnica estadística bootstrap para generar la distribución conjunta de medidas de desempeño para todos los fondos de pensiones. Los principales resultados indican que una minoría considerable de los administradores muestra habilidades superiores para escoger activos que añaden valor a los portafolios administrados y que su desempeño sí puede ser distinguido de la suerte.

A conocimiento de los autores, no solo es este trabajo el primero en evaluar el desempeño de los portafolios de las AFORES mexicanas que controla explícitamente por el factor suerte, sino también es el primero que utiliza variables económicas fundamentales para explicar los rendimientos brutos de estos fondos. Nuestros resultados sugieren que, en el periodo de 2001-

---

<sup>1</sup> La medida de desempeño del alfa de Jensen mide el rendimiento en exceso de una acción o portafolio por encima del rendimiento pronosticado por el modelo de valuación, dada la exposición del activo ó portafolio al riesgo (medido por las *betas* de los modelos) y el rendimiento promedio del mercado. Si este valor es positivo, entonces decimos que el fondo ha ganado rendimientos en exceso que reflejan habilidades de inversión superiores.

<sup>2</sup> Elton *et al.* (1995) demuestran la importancia de la incluir variables económicas fundamentales para explicar los rendimientos de los bonos. En nuestro trabajo es relevante porque solo se les permitía a las AFORES invertir en activos de renta fija antes del año 2005. Más aún, García-Verdú (2005) mencionan que las medidas de desempeño son muy similares al usar el CAPM y el modelo de dos factores. Él sugiere que ello puede ser resultado de no contar con un modelo que contenga todos los factores relevantes que expliquen los rendimientos de los fondos de pensiones.

2007, las AFORES no agregaron valor a los fondos administrados en relación a un benchmark que representa una estrategia de inversión pasiva, es decir, las alfas estimadas no son significativamente diferentes de cero.<sup>3</sup> Los resultados de esta primera etapa no nos permiten distinguir el desempeño de resultados aleatorios (suerte) ni permite la comparación de una AFORE con otras en términos de su habilidad para añadir valor a sus portafolios. Sin embargo, los resultados de la segunda etapa confirman que las alfas estimadas no pueden distinguirse de resultados aleatorios, lo que también sugiere que no hay diferencias significativas entre AFORES en términos de la adición de valor a los portafolios.

Estos resultados subrayan la importancia de proveer de incentivos a los administradores de fondos de pensión para que se distingan ellos mismos del resto al buscar activamente rendimientos más altos. Finalmente, la provisión de los incentivos correctos podría resultar en una mejora del portafolio de inversión de las AFORES, lo que elevaría el saldo en las cuentas de ahorro para el retiro de los trabajadores y, por lo tanto, resultaría en mejores pensiones.<sup>4</sup>

En la siguiente sección mostramos un resumen del actual sistema de pensiones. La Sección 3 introduce el modelo APT y describe los datos. La Sección 4 presenta los resultados de la estimación del modelo APT. La Sección 5 introduce la técnica de bootstrap estacionario, así como la evaluación de desempeño estadísticamente inferida de las distribuciones de corte transversal de las medidas de desempeño (alfas). La Sección 6 presenta los comentarios finales.

---

<sup>3</sup> También llevamos a cabo un análisis con una submuestra para el periodo Enero 2005-Julio 2007 para enfocarnos en el periodo en el que se permitió la inversión en acciones. Nuestros resultados son cualitativamente los mismos.

<sup>4</sup> El medir el desempeño de los fondos de pensiones en términos del rendimiento neto de cargos por comisión, es probablemente más apropiado que utilizar rendimientos brutos dado que los rendimientos netos reflejan de manera más precisa el valor añadido por las AFORES a las cuentas de pensiones de los trabajadores. En la medida en que los administradores de fondos de ahorro para el retiro maximicen los rendimientos netos, esto resultará en mayores pensiones para los trabajadores al momento del retiro. Idealmente, seguiríamos el mismo proceso de dos etapas, discutido anteriormente, para medir las habilidades de inversión utilizando rendimientos netos. Sin embargo, no existen datos de los benchmarks seleccionados que tomen en cuenta cargos de administración y otras comisiones. Por lo tanto, la comparación de los rendimientos netos de las AFORES con los rendimientos brutos de los benchmarks podría no ser apropiado, debido a que estaríamos subestimado el valor de las alfas y la interpretación de los resultados sería problemática.

## 2. El Sistema de Pensiones con Cuentas Individuales en México

La reforma de 1997 al sistema de pensiones en México introdujo las cuentas individuales para cada trabajador del sector privado formal. La Ley del Seguro Social estableció contribuciones obligatorias a una cuenta individual de ahorro para el retiro, dichas contribuciones provienen de los trabajadores, empleadores, y el gobierno federal, y constituyen el 6.5% del salario de cotización del trabajador. Adicionalmente, el gobierno federal contribuye con el 5.5% de un salario mínimo a la cuenta de cada trabajador, sin importar su nivel de ingreso.<sup>5</sup>

Las cuentas individuales son administradas por las AFORES e invertidas por subsidiarias especializadas llamadas SIEFORES (*Sociedades de Inversión Especializadas en Fondos de Ahorro para el Retiro*). Cuando un trabajador escoge (o es asignado) a una AFORE en particular, los fondos de la cuenta individual son invertidos por la SIEFORE respectiva de cada AFORE.

Las SIEFORES están sujetas a un régimen de inversión determinado por la autoridad reguladora, la CONSAR (*Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro*), quien establece los límites al riesgo que cada SIEFORE puede tomar en sus opciones de inversión. El régimen de inversión ha sido modificado a través de los años para permitir una mayor diversificación, manteniendo los niveles de riesgo dentro de ciertos límites.

Entre 2002 y 2004, se introdujeron cambios importantes al régimen de inversión. Estos cambios fueron los siguientes:

- 1) Desde 1997, un mínimo de 65% de los activos bajo administración debían ser invertidos en bonos gubernamentales con un periodo de madurez máxima (ó con un periodo de revisión de tasa) de 183 días.<sup>6</sup> Esta restricción fue modificada a través del incremento en el periodo de madurez promedio a 900 días (Diciembre 2001)<sup>7</sup> y,

---

<sup>5</sup> Este subsidio representa una proporción más grande del salario del trabajador conforme el nivel salario es menor. Adicionalmente, la contribución es contingente a la participación continua del trabajador en el sistema y no está sujeta a cargos por comisión.

<sup>6</sup> Circular CONSAR 15-1, Diario Oficial de la Federación de Junio 30 de 1997.

<sup>7</sup> Circular CONSAR 15-5, Diario Oficial de la Federación de Diciembre 5 de 2001.

subsecuentemente, la regulación se basó en una valuación diaria del riesgo (una medida VaR), en efecto desde Noviembre de 2002.<sup>8</sup>

2) Originalmente, el tipo de emisor se restringía a los siguientes límites:<sup>9</sup>

- a. Gobierno Federal (mínimo 65%)
- b. Emisores Privados (máximo 35%)
- c. Intermediarios Financieros (máximo 10%)

Estos límites fueron removidos y reemplazados por calificaciones crediticias (con una calificación mínima de A), medidas por agencias calificadoras. Además, se permitió la inversión en instrumentos emitidos por gobiernos locales y estatales, y empresas gubernamentales.<sup>10</sup>

3) Se introdujo el uso de derivados (Noviembre 2002).<sup>11</sup>

4) Se permitió invertir en acciones hasta un 15% del total de activos, siempre y cuando siguieran índices accionarios (Mayo 2004).<sup>12</sup>

5) Se levantó la exclusión de emisores extranjeros, estableciéndose un tope máximo de 20% (este porcentaje incluye bonos y acciones), siempre y cuando los emisores estuvieran sujetos a la regulación del comité técnico de la *International Organization of Securities Commissions* (IOSCO) y/o a la Unión Europea (Mayo 2004).<sup>13</sup>

6) En Mayo 2004, se crearon dos fondos de inversión, basados en el ciclo de vida:

- a. SIEFORE *Básica* 1 para trabajadores con al menos 56 años de edad. Este fondo sólo puede invertir en bonos, domésticos ó extranjeros (hasta un 20%), requiere protección inflacionaria para al menos el 51% de los activos, y tiene un límite máximo de valor en riesgo (VaR) de 0.6%.<sup>14</sup>

---

<sup>8</sup> El límite VaR impuesto es de 0.6% sobre el total de los activos. *Circular CONSAR 15-8, Diario Oficial de la Federación de Noviembre 29 de 2002.*

<sup>9</sup> *Circular CONSAR 15-1*

<sup>10</sup> *Circular CONSAR 15-6, Diario Oficial de la Federación de Abril 8 de 2002.*

<sup>11</sup> *Circular CONSAR 15-8*

<sup>12</sup> *Circular CONSAR 15-12, Diario Oficial de la Federación de Mayo 26 de 2004.*

<sup>13</sup> *Ibid.*

<sup>14</sup> Estos instrumentos pueden ser denominados en “*Unidades de Inversión, UDIs*” (unidades indexadas a la inflación) ó deben garantizar un rendimiento igual ó mayor que la variación en UDIs.

- b. SIEFORE *Básica* 2 para trabajadores menores de 56 años de edad. Este fondo permite invertir en acciones (hasta un 15%) y hasta un 20% en instrumentos extranjeros (bonos ó acciones).<sup>15</sup>

En 2007 se introdujo un nuevo conjunto de cambios al régimen de inversión, aunque los cambios no tendrán efecto hasta Marzo de 2008, y, por lo tanto, no afectan nuestro análisis. Estos cambios incluyen:

- Se crearán tres nuevos fondos de inversión (SIEFORES 3, 4 y 5) con límites de inversión que consideran el ciclo de vida de los trabajadores.
- SIEFORES 2, 3, 4 y 5 podrán invertir en *Notas*<sup>16</sup>, instrumentos de renta variable y Fideicomisos de Infraestructura y Bienes Raíces (FIBRAS).

Las modificaciones antes mencionadas fueron implementadas gradualmente y han ocurrido a lo largo del periodo de análisis de este estudio. Dado que inicialmente los fondos de pensión podían invertir exclusivamente en un subconjunto restringido de activos de renta fija anteriormente descritos, nuestro modelo usa dos portafolios de referencia (benchmarks) que satisfacen el régimen de inversión durante todo el periodo de análisis.

### **3. Modelo y Datos**

#### *3.1 El Modelo de Valuación de Activos*

En la teoría financiera moderna hay un gran interés por estudiar la relación entre el rendimiento y el riesgo de los activos. Uno de los modelos más utilizados para analizar esta relación es la Teoría de la Asignación de Precios de Arbitraje (Arbitrage Pricing Theory ó APT, Ross (1976)). Este modelo incorpora diferentes fuentes de riesgo no diversificable de manera lineal y provee condiciones de equilibrio intuitivas donde el arbitraje no es posible.

---

<sup>15</sup> El límite VaR para la SIEFORE *Básica* 2 se estableció en 1% del total de los activos netos.

<sup>16</sup> Instrumentos de deuda domésticos y extranjeros con el principal protegido hasta la madurez y ligados a uno ó varios de los índices de valores permitidos.

Seguendo a Burmeister *et al.* (2003), podemos caracterizar al modelo APT como la combinación de dos ecuaciones básicas:

$$r_{it} - E[r_{it}] = \beta_{i1}f_{1t} + \dots + \beta_{iK}f_{Kt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde

$r_{it}$  es el rendimiento del activo  $i$  al final del periodo  $t$ ;

$E[r_{it}]$  es el rendimiento esperado del activo  $i$ ;

$\beta_{ij}$  es la exposición de riesgo del activo  $i$  al factor de riesgo  $j$ , para  $j = 1, \dots, K$ ;

$f_{jt}$  es el valor de realización del  $j$ -ésimo factor de riesgo al final de  $t$ , para  $j = 1, \dots, K$ ;

$\varepsilon_{it}$  es el choque al final del periodo para un activo específico.

Básicamente, la ecuación (1) postula que la diferencia entre el rendimiento observado y el esperado para cualquier activo (o portafolio) es igual a la suma del choque específico a un activo y de las exposiciones (betas) de ese activo a los factores de riesgo  $K$  multiplicadas por las realizaciones de los factores de riesgo  $K$ .

El modelo APT asume que no hay oportunidades de arbitraje para los inversionistas. Por ejemplo, un inversionista no puede construir un portafolio de inversión que reditúe una ganancia segura ya sea sin tomar riesgos o sin invertir recursos adicionales. Se puede mostrar que, si se satisface esa condición, entonces la segunda ecuación básica puede ser escrita como:

$$E[r_{it}] = \lambda_0 + \beta_{i1}\lambda_1 + \dots + \beta_{iK}\lambda_K \quad (2)$$

La ecuación (2) postula que existen  $K+1$  precios de riesgo,  $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_K$ , donde al menos uno de ellos es diferente de cero, de tal forma que el rendimiento esperado del activo  $i$  es igual a la suma de los precios de riesgo multiplicados por la exposición del activo  $i$  al factor de riesgo  $j$  (para  $j = 1, \dots, K$ ).

Finalmente, al sustituir la ecuación (2) en la ecuación (1) obtenemos la ecuación APT:

$$r_{it} - \lambda_0 = \beta_{i1}[\lambda_1 + f_{1t}] + \dots + \beta_{iK}[\lambda_K + f_{Kt}] + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Esta ecuación puede ser estimada empíricamente utilizando diversas metodologías. Burmeister *et al.* (2003) consideran que existen tres enfoques disponibles para estimar empíricamente el modelo APT:

1. Se pueden estimar los factores de riesgo no observables  $f_1, \dots, f_K$  utilizando la técnica estadística de componentes principales.
2. Algunos portafolios bien diversificados podrían ser construidos para aproximar los factores de riesgo  $K$ .
3. Se puede utilizar la teoría económica y la evidencia empírica para aproximar los factores de riesgo  $K$  utilizando variables económicas observadas.

El primer método es útil para encontrar el número de factores relevantes que expliquen la mayor parte de la variación en los rendimientos. Sin embargo, los factores resultantes podrían no tener una interpretación económica intuitiva. Además, en este método no hay lugar para una constante, que en nuestro caso es el parámetro de interés.

El segundo método es útil cuando hay estrategias de inversión claras y alcanzables para el inversionista que abarquen el conjunto de alternativas de inversión factibles (por ejemplo, portafolios de pequeña y grande capitalización). Sin embargo, resulta difícil encontrar la combinación correcta de activos que abarquen el conjunto de inversiones factibles y que también aproximen los factores de riesgo.

El tercer método utiliza la teoría económica y la evidencia empírica para identificar variables económicas con interpretaciones intuitivas. También, este método usa información económica adicional para explicar los rendimientos, mientras que los métodos 1 y 2 utilizan datos de rendimientos para explicar los rendimientos. Debido a que el método 1 no incluye una constante (nuestro parámetro de interés) y a que el régimen de inversión para las SIEFORES limita la aplicación del método 2, consideramos que utilizar la tercera aproximación es más apropiado para nuestros objetivos.

Siguiendo a Chen *et al.* (1986), asumimos que los rendimientos son generados por una mezcla de portafolios *benchmark* y variables económicas fundamentales. Al adaptar el proceso generador de rendimientos de Elton *et al.* (1995), éste se puede escribir como:

$$r_{it} = E[r_i] + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - E[R_j]) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} f_{kt} + \eta_{it} \quad (4)$$

donde

$r_{it}$  es el rendimiento del fondo de pensión  $i$  en el tiempo  $t$ ;

$R_{jt}$  es el rendimiento del portafolio *benchmark*  $j$  en el tiempo  $t$ ;

$f_{kt}$  es el cambio inesperado de la  $k$ -ésima variable económica fundamental en  $t$ ;

$\beta_{ij}$  es la sensibilidad del fondo de pensión  $i$  a la innovación del  $j$ -ésimo portafolio *benchmark*;

$\gamma_{ik}$  es la sensibilidad del fondo de pensión  $i$  a la innovación de la  $k$ -ésima variable económica fundamental;

$\eta_{it}$  es el rendimiento en el tiempo  $t$  del fondo de pensión  $i$  que no está relacionado con el portafolio *benchmark* ni con las variables económicas fundamentales;

$E[\cdot]$  denota esperanza;

$$E[f_k] = E[\eta_i] = 0.$$

Note que  $f_k$  representa los cambios inesperados en la variable económica fundamental. Por definición, el valor esperado de un cambio inesperado es cero o  $E[f_k] = 0$ .

De la Teoría de la Asignación de Precios de Arbitraje (APT por sus siglas en inglés) de Ross (1976), la ecuación (4) nos conduce a la siguiente expresión para el rendimiento esperado del fondo de pensión  $i$ :

$$E[r_i] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} \lambda_j^* + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} \lambda_k \quad (5)$$

donde

$\lambda_0$  es el rendimiento del activo libre de riesgo ( $R_F$ );

$\lambda_j^*$  es el precio de mercado de la sensibilidad al  $j$ -ésimo portafolio *benchmark*;

$\lambda_k$  es el precio de mercado de la sensibilidad a la  $k$ -ésima variable económica

fundamental.

Cuando las variables en el proceso generador de rendimientos son portafolios *benchmark*, el precio de mercado APT del riesgo asociado con tal portafolio es igual al rendimiento esperado del portafolio menos  $\lambda_0$ . Por lo tanto,  $\lambda_j^* = E[R_j] - \lambda_0$  para  $j = 1, \dots, J$ . En nuestro caso, utilizamos  $J = 2$ .<sup>17</sup> Sustituyendo esta expresión en la ecuación (5) y reconociendo que  $\lambda_0 = R_F$ , obtenemos lo siguiente:

$$E[r_i] = R_F + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (E[R_j] - R_F) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} \lambda_k \quad (6)$$

Seguendo a Elton *et al.* (1995), sustituimos la ecuación (6) en la ecuación (4) y permitimos que  $R_F$  varíe en el tiempo para obtener:

$$r_{it} - R_{Ft} = \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} (\lambda_k + f_{kt}) + \eta_{it} \quad (7)$$

Reacomodando la ecuación (7) obtenemos:

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} f_{kt} + \eta_{it} \quad (8)$$

---

<sup>17</sup> García-Verdú (2005) utiliza un modelo de dos factores que consiste en dos portafolios *benchmark*, PiP-Guber y PiPG-Real, y encuentra que las medidas de desempeño son similares entre el modelo de un factor (donde Pip-Guber es el único factor) y el modelo de dos factores. Sin embargo, se debe notar que PiP-Guber incluye otros activos que no estaban disponibles para las SIEFORES debido a las restricciones del régimen de inversión, resultando en un *benchmark* poco apropiado.

donde

$$\alpha_i = \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} \lambda_k \quad (9)$$

Estimamos la ecuación (8) para cada fondo de pensión con el fin de explicar los rendimientos brutos nominales en exceso.

### 3.2 Datos

El periodo de muestra es de enero de 2001 a julio de 2007. Se escogió este periodo debido a la disponibilidad de datos consistentes de los benchmarks utilizados (disponibilidad sólo desde enero de 2001).<sup>18</sup> Desde 1997, el número de AFORES cambió debido a salidas, fusiones y nuevos participantes. En nuestro análisis, solo consideramos aquellas AFORES que han sobrevivido a la industria desde el comienzo del nuevo sistema de pensiones. Esta selección incrementa la posibilidad del sesgo de sobre vivencia, ya que estamos dejando fuera de la muestra AFORES que existieron en algún momento pero se marcharon posteriormente.

Mitigar el problema de sesgo de sobre vivencia requeriría considerar cuatro AFORES adicionales en nuestro análisis.<sup>19</sup> Sin embargo, surgen dificultades técnicas si decidimos incluir instituciones de vida corta y se aplica la técnica bootstrap. En la Sección 4 y 5 discutimos esta cuestión con más detalle. Además, no tomamos en cuenta diez fondos de pensiones de reciente creación porque su número de observaciones es pequeño.<sup>20</sup> Para Julio de 2007, nuestra muestra de AFORES representaba el 82% del total de activos administrados.

Nuestro análisis involucra la estimación de los rendimientos brutos en exceso de los portafolios de las SIEFORES. Elegimos un índice de valores gubernamentales con una tasa fija y hasta 30 días de madurez (CETES y BONDES) como el activo libre de riesgo, y los rendimientos

---

<sup>18</sup> Debemos notar que, desde Enero 2001, solo se presenta otra AFORE en la industria (HSBC), pero desafortunadamente para los años 2002 y 2003 no hay información disponible.

<sup>19</sup> Entre estos cuatro, la AFORE Allianz Dresdner fue la última en salir del mercado (Diciembre 2003). Ello implica dejar fuera treinta y seis observaciones de nuestra muestra para esta AFORE en particular.

<sup>20</sup> ING fue la AFORE de reciente creación con el mayor número de observaciones (69) que fue excluida del análisis.

en exceso de 12 meses de las SIEFORES como los rendimientos del portafolio de las AFORES. Después de Enero de 2005, consideramos los rendimientos de la SIEFORE *Básica 2*.

En la estimación de los rendimientos en exceso utilizamos un modelo de valuación de activos que introduce variables macroeconómicas fundamentales. La elección de estas variables se basa en las características de la economía mexicana y los hallazgos de una vasta literatura acerca de la relación entre los mercados financieros y variables macroeconómicas (ver Chen *et al.* (1986), Elton *et al.* (1995) y Burmeister *et al.* (2003)).

Las variables utilizadas en nuestras estimaciones son: 1) rendimientos brutos en exceso nominales del rendimiento nominal histórico de 12 meses para las SIEFORES publicados por la CONSAR; 2) rendimientos nominales de un índice de valores gubernamentales con una madurez máxima de 30 días y tasa fija (PiPG-Fix1 M), publicados por una agencia valuadora y proveedora de precios mexicana autorizada (*Proveedora Integral de Precios*, PiP); 3) dos índices benchmark publicados por PiP: BONDES 182 (PiPG-Bonde182) y otro consistente en UDIBONOS (PiPG-Udibonos); 4) una medida de preferencia al riesgo hecha por Credit Suisse First Boston; 5) una medida del horizonte de tiempo del riesgo derivada de las diferencias en los rendimientos de bonos gubernamentales de 5 años y bonos gubernamentales de 30 días, éstos fueron calculados de índices publicados por PiP (PiPG-Fix5A y PiPG-Fix1M respectivamente); 6) una medida de riesgo inflacionario derivada de las expectativas de inflación para los próximos 12 meses, que fueron examinadas por<sup>21</sup>; 7) una medida de la actividad del sector real derivada de las expectativas de PIB para el siguiente año, que también fueron examinadas por Banco de México; 8) rendimientos mensuales del IPC (*Indice de Precios y Cotizaciones*) publicados por la *Bolsa Mexicana de Valores*; 9) cambios en el precio de petróleo de la *Mezcla Mexicana de Exportación*), disponibles por el Banco de Mexico; y 10) cambios en el rendimiento de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos a 10 años publicados por la Reserva Federal.

---

<sup>21</sup> Los datos de expectativas de inflación se obtuvieron de las encuestas mensuales de 2001-2007 denominadas “*Encuesta sobre las expectativas de los especialistas en economía del sector privado*”

**Tabla I: Variables Dependientes**

SERIES	VARIABLE	FUENTE
Rendimientos Brutos 02/2001-10/2006	El cambio mensual en un índice construido con datos de rendimientos (12 meses) publicados por la CONSAR para las siguientes AFORES: Banamex, Bancomer, Banorte, Inbursa, Principal, Profuturo, Santander, y XXI.	CONSAR.

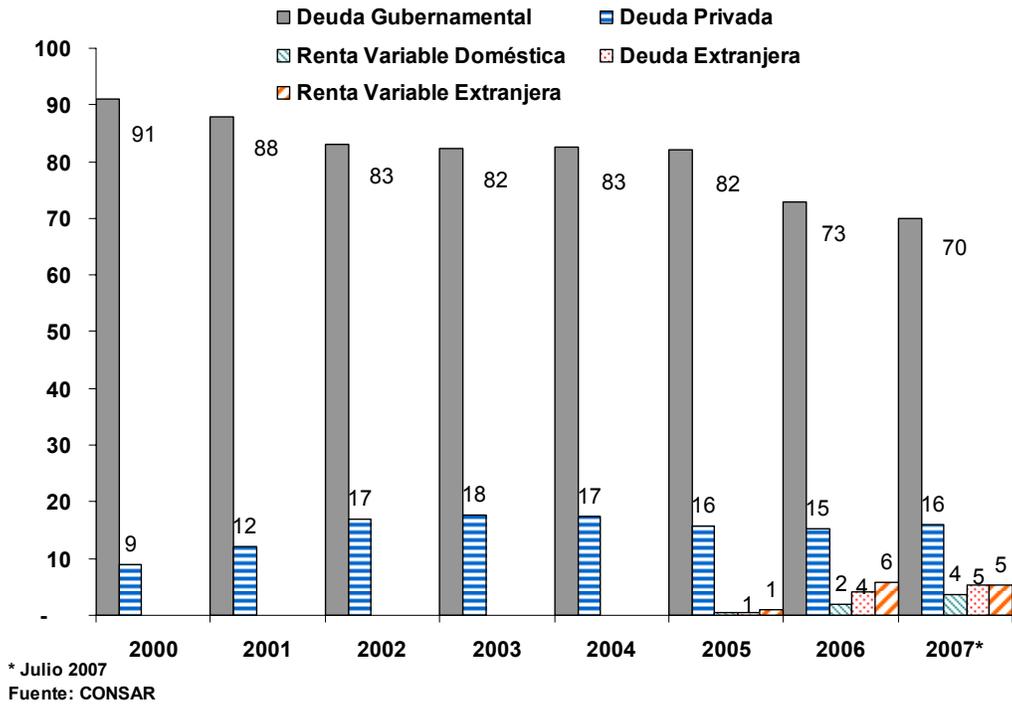
**Tabla II: Benchmarks**

SERIES	VARIABLE	FUENTE
Benchmarks UDIBONOS 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\beta_{11}$ )	Cambios mensuales en el índice PiPG-Udibonos.	Proveedora Integral de Precios (PiP).
Benchmarks BONDES 182 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\beta_{12}$ )	Cambios mensuales en el índice PiPGBonde-182.	Proveedora Integral de Precios (PiP).

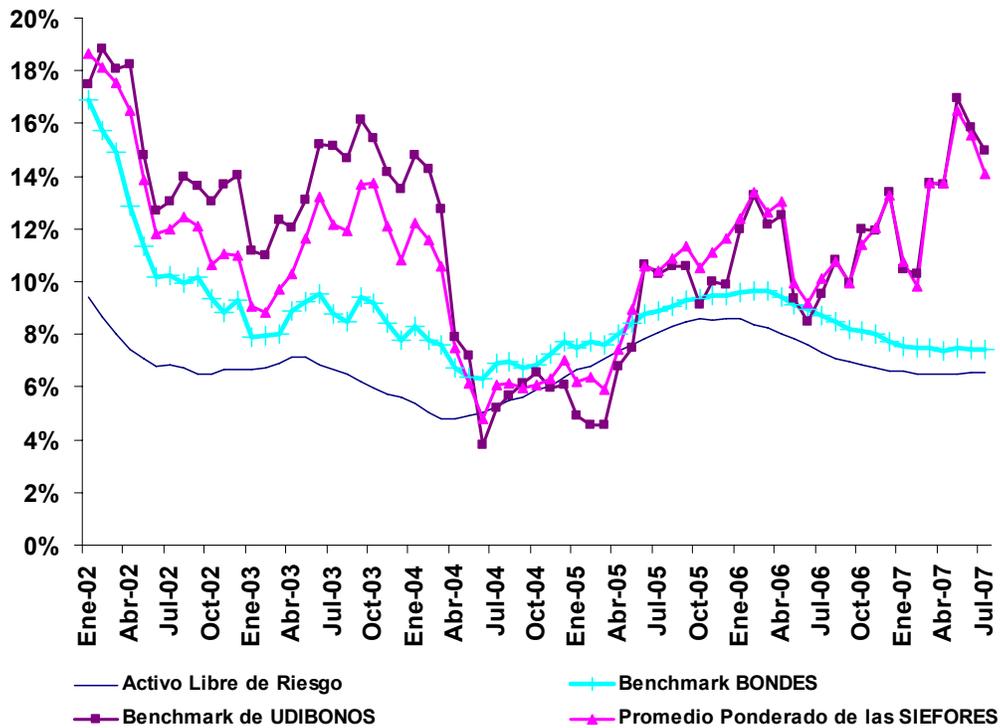
**Tabla III: Variables Macroeconómicas**

SERIES	VARIABLE	FUENTE
Riesgo del Ciclo Económico 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{11}$ )	Medido como el cambio mensual del pronóstico de PIB para el año siguiente.	Encuesta de expectativas del sector privado. Banco de México.
Riesgo Inflacionario 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{12}$ )	Medido como el error del pronóstico: la diferencia entre el pronóstico y la inflación observada.	Encuesta de expectativas del sector privado. Banco de México.
Riesgo de Confianza 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{13}$ )	Cambios en el <i>Global Risk Appetite Index</i> publicados por Credit Suisse First Boston. El objetivo del índice es capturar la confianza del inversionista, midiendo los cambios en el desempeño relativo de activos seguros (bonos gubernamentales) contra activos volátiles como valores y bonos de mercados emergentes.	Credit Suisse First Boston.
Riesgo de Mercado 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{14}$ )	Aproximado con los cambios mensuales del Índice de la Bolsa Mexicana de Valores.	Banco de México.
Riesgo de Horizonte de Tiempo 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{15}$ )	Esta variable se obtiene al restar los rendimientos de los bonos gubernamentales a corto plazo (30 días) de los rendimientos de bonos gubernamentales de renta fija a largo plazo (5 años).	PiP.
Petróleo 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{16}$ )	Cambios mensuales en el precio (dólares por barril) de la Mezcla Mexicana de Exportación.	Banco de México.
Tasa de interés extranjera 02/2001-10/2006 (coeficiente: $\gamma_{17}$ )	Cambios mensuales del rendimiento de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.	Reserva Federal de Estados Unidos.

**Figura I: Composición del Portafolio**



**Figura II: Rendimientos Brutos (12-meses)**



Fuente: PIP y CONSAR

A continuación, se hace una aclaración respecto a los índices *benchmark*. Dada la alta concentración de los bonos gubernamentales en la composición de los portafolios de los fondos de pensiones, utilizamos dos índices *benchmark* que representan una estrategia de inversión pasivo agresiva que incluye solo bonos gubernamentales. Los BONDES 182 y los UDIBONOS fueron vehículos de inversión disponibles para los administradores de fondos de pensión sujeto al anterior régimen de inversión. Entre Enero 2001 y la creación de las SIEFORES 1 y 2 en Mayo 2004, los administradores de fondos de pensión pudieron haber invertido el 100% de sus activos en bonos gubernamentales con al menos un 51% de inversión en instrumentos con protección inflacionaria (fueran denominados en unidades de inversión, UDIS, ó con un rendimiento garantizado igual ó mayor que la variación en el valor de las UDIS). Los UDIBONOS y BONDES 182 cumplen con esta restricción.

También existían restricciones en el periodo de madurez de los instrumentos: el límite fue 183 días de Julio 1997 a Diciembre 2001. Entre la última fecha y Noviembre 2002 el límite se incrementó a 900 días en promedio. De Noviembre 2002 en adelante la restricción se cambió a una medida VaR.<sup>22</sup> Estas restricciones también las satisfacen los BONDES 182 y los UDIBONOS. Después de la separación de los portafolios en Mayo de 2004 a SIEFORES 1 y 2, sólo analizamos los rendimientos de la SIEFORE Básica 2. Este fondo podía invertir hasta un 100% en bonos gubernamentales sin restricciones respecto a instrumentos indexados a la inflación ó periodos de madurez.

#### **4. Resultados**

La Tabla IV muestra los resultados de la estimación obtenidos con Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), donde los errores estándares de los parámetros fueron ajustados para autocorrelación y heterocedasticidad con el método propuesto de Newey y West (1987).<sup>23</sup> Como puede observarse en la Tabla IV, ninguna de las alfas es significativamente diferente de cero. En otras palabras, la

---

<sup>22</sup> *Circulares CONSAR 15-1, 15-5, 15-8.*

<sup>23</sup> Ferson *et al.* (2003) utilizan el método Newey-West (1987) cuando existe autocorrelación en las variables explicativas y/o heterocedasticidad en la regresión estimada.

evidencia muestra que los administradores de AFORES no agregan valor a sus portafolios para la muestra analizada.

La mitigación del problema de sesgo de supervivencia requiere incluir AFORES que estuvieron presentes por un periodo de tiempo muy corto entre 2001 y 2007. Sin embargo, si hubiéramos llevado a cabo sus estimaciones, habríamos obtenido relativamente altos errores estándares para las alfas debido al bajo número de observaciones. Kosowski et al. (2006) mencionan que un fondo que ha tenido una vida corta tendrá una alta varianza en la distribución de la alfa estimada, además de que las alfas para tales fondos tenderán a ser observaciones atípicas espurias en el corte transversal.

**Tabla IV: Coeficientes estimados que fueron obtenidos con regresiones de MCO para cada rendimiento bruto en exceso correspondiente a cada uno de los fondos de inversión**

Se estima la siguiente regresión del modelo para rendimientos brutos en exceso utilizando datos mensuales de Febrero 2001 a Julio 2007:

$$r_{it} - R_{Ft} = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} f_{kt} + \eta_{it}$$

Los valores p se encuentran debajo de los coeficientes y fueron corregidos por heterocedasticidad y autocorrelación usando el estimador Newey-West. Las  $R^2$ s de cada regresión se reportan en formato decimal.

Rendimientos Brutos Nominales en Exceso													
Benchmark: Combinación de UDIBONOS y BONDES 182													
AFORE	$\alpha_i$	$\beta_{i1}$	$\beta_{i2}$	$\beta_{i3}$	$\beta_{i4}$	$\beta_{i5}$	$\beta_{i6}$	$\beta_{i7}$	$\beta_{i8}$	$\beta_{i9}$	$R^2$		
Bancomer	-0.07	-0.38	-0.41	-0.07	0.01	0.08	0.01	-0.52	0.31	***	0.58	**	0.45
valor p	0.68	0.20	0.25	0.37	0.61	0.50	0.62	0.20	0.00		0.02		
Profuturo	-0.08	-0.22	-0.42	-0.01	0.02	0.07	0.02	-1.14	**	0.44	***	0.35	0.51
valor p	0.68	0.48	0.28	0.88	0.53	0.59	0.50	0.02	0.00		0.16		
XXI	-0.10	-0.38	-0.44	-0.08	0.02	0.12	0.02	-0.49	0.34	***	0.46	*	0.48
valor p	0.64	0.26	0.26	0.42	0.49	0.34	0.40	0.25	0.00		0.09		
Banamex	-0.10	-0.29	-0.33	-0.06	0.02	0.11	0.02	-0.76	0.49	***	0.33		0.58
valor p	0.56	0.30	0.39	0.49	0.48	0.37	0.34	0.13	0.00		0.15		
Principal	-0.13	-0.26	-0.51	-0.12	0.02	0.12	0.02	-0.46	0.37	***	0.42	*	0.50
valor p	0.51	0.40	0.16	0.20	0.54	0.26	0.43	0.24	0.00		0.09		
Banorte	-0.19	-0.25	-0.36	-0.04	0.01	0.12	0.02	-0.53	0.28	***	0.43	*	0.46
valor p	0.27	0.36	0.29	0.63	0.76	0.23	0.34	0.13	0.00		0.06		
Santander	-0.20	-0.34	-0.57	-0.04	0.02	0.13	0.02	-0.69	0.35	***	0.33		0.50
valor p	0.34	0.26	0.16	0.63	0.52	0.24	0.46	0.12	0.00		0.21		
Inbursa	-0.28	-0.49	* -0.36	-0.16	** 0.00	0.00	0.01	-0.04	0.08		0.58	*	0.24
valor p	0.27	0.06	0.32	0.04	0.88	0.99	0.54	0.92	0.50		0.06		

\*, \*\* y \*\*\* denotan significancia de 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

También estimamos la ecuación (7) para explicar la variación tanto en el corte transversal como en las series de tiempo de los rendimientos brutos. Esta estimación fue hecha utilizando el método de “regresiones aparentemente no relacionadas e iteradas no linealmente” (ITNLSUR por sus siglas en inglés) de Gallant (1987). Debido a que la ecuación (7) es equivalente a la ecuación (8) con la restricción (9) impuesta, comparamos los resultados de estimar solamente la ecuación (8) vs. la estimación de la ecuación (7) para determinar si la imposición de la restricción (9) del APT sobre nuestro modelo de nueve factores da como resultado una reducción estadística en el poder explicativo. Encontramos que la restricción APT se mantiene. La Tabla V muestra los resultados.

**Tabla V: Estadísticos de la prueba de razón de verosimilitud para evaluar la restricción del modelo APT**

Comparamos el modelo APT contra el modelo no restringido. La muestra dependiente consiste en 8 AFORES. Los periodos muestrales van de Febrero 2001 a Julio 2007 y de Enero 2005 a Julio 2007. Hipótesis nula: la restricción APT (ecuación (9)) se mantiene; hipótesis alternativa: la restricción APT no se mantiene. Ajuste para muestra pequeña (ver Gallant (1987)): Rechazar la nula cuando  $L > qF\alpha$ , donde  $F\alpha$  es el estadístico F con un nivel de significancia  $\alpha$  con  $q$  grados de libertad en el numerador y  $nM - p$  grados de libertad en el denominador.  $n = 77$  y  $n = 31$  observaciones para la muestra completa y la submuestra, respectivamente.  $M = 8$  ecuaciones y  $\alpha = 0.05$ .

Benchmark	Prueba					¿Rechazar nula de que el APT se mantiene?
	$L^a$	$p^b$	$q^c$	$qF_{0.05}$	$L - qF_{0.05}$	
Muestra completa	0.12	80	8	15.52	-15.40	No
Submuestra	0.00	80	8	15.52	-15.52	No

<sup>a</sup>  $L = n(\ln|\Sigma_1| - \ln|\Sigma_2|)$ , donde  $\Sigma_1$  es la matriz de varianza-covarianza de los residuales restringidos y  $\Sigma_2$  es la matriz de varianza-covarianza de los residuales no restringidos.

<sup>b</sup>  $p$  = número total de parámetros estimados.

<sup>c</sup>  $q$  = número de restricciones.

$n$  = número de observaciones

En un esfuerzo para saber si el modelo APT de sólo dos portafolios *benchmark* tiene poder explicativo igual al modelo APT de nueve factores, comparamos los resultados de la estimación utilizando la prueba de razón de verosimilitud. Para ambos modelos APT, estimamos la ecuación (7) usando ITNLSUR para explicar tanto la variación dentro del corte transversal como la de la serie de tiempo de los rendimientos brutos. Encontramos que la hipótesis nula del modelo APT con sólo dos portafolios *benchmark* no se mantiene. La Tabla VI muestra los resultados.

**Tabla VI: Estadísticos de la prueba de razón de verosimilitud para evaluar el modelo de sólo dos portafolios *benchmark* como factores de riesgo**

Comparamos el modelo APT de sólo dos portafolios *benchmark* con el modelo APT de nueve factores. La muestra dependiente consiste en 8 AFORES. Los periodos muestrales van de Febrero 2001 a Julio 2007 y de Enero 2005 a Julio 2007. Hipótesis nula: el modelo APT de sólo dos portafolios *benchmark* se mantiene; hipótesis alternativa: el modelo APT de sólo dos portafolios *benchmark* no se mantiene. Ajustes para muestra pequeña: (ver Gallant (1987)): Rechazar la hipótesis nula cuando  $L > qF_\alpha$ , donde  $F_\alpha$  es el estadístico  $F$  con un nivel de significancia  $\alpha$  con  $q$  grados de libertad en el numerador, y  $nM - p$  grados de libertad en el denominador.  $n = 77$  y  $n = 31$  observaciones para la muestra completa y la submuestra, respectivamente.  $M = 8$  ecuaciones y  $\alpha = 0.05$ .

Benchmark	Prueba					¿Rechazar nula de que el modelo restringido se mantiene?
	$L^a$	$p^b$	$q^c$	$qF_{0.05}$	$L - qF_{0.05}$	
Muestra completa	129.26	79	63	82.53	46.73	Sí
Submuestra	154.07	79	63	82.53	71.54	Sí

<sup>a</sup>  $L = n(\ln|\Sigma_1| - \ln|\Sigma_2|)$ , donde  $\Sigma_1$  es la matriz de varianza-covarianza de los residuales restringidos y  $\Sigma_2$  es la matriz de varianza-covarianza de los residuales no restringidos.

<sup>b</sup>  $p =$  número total de parámetros estimados.

<sup>c</sup>  $q =$  número de restricciones.

$n =$  número de observaciones

## 5. La Técnica del Bootstrap Estacionario y las Distribuciones de Corte Transversal de la Medida de Desempeño (alfa)

En esta sección aplicamos una técnica estadística bootstrap para determinar si un fondo de pensión es bueno al añadir valor al portafolio de inversión de sus clientes antes de los cargos por comisión, o si simplemente tiene suerte.

Utilizamos el método de bootstrap estacionario propuesto por Politis y Romano (1994). Este tradicional algoritmo de remuestreo fue utilizado para generar las distribuciones *de corte transversal* de las alfas. Al construir dichas distribuciones, imponemos la condición de que las verdaderas alfas son cero para cada fondo de pensión con una clasificación dada. Kosowski *et al.* (2006) imponen dicha condición para determinar si un fondo de inversión tiene suerte (o no la tiene) o si es bueno (o malo) al escoger sus activos. Para construir sus series de rendimientos artificiales, imponen la hipótesis nula de cero desempeño verdadero ( $\alpha_i = 0$ ).

Formalmente, en nuestro modelo, al seguir de manera estricta a Kosowski *et al.* (2006), generaríamos la siguiente pseudoserie de tiempo de los rendimientos en exceso ( $er_{it}^b$ ) para cada fondo de pensión:

$$er_{it}^b = \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \hat{\gamma}_{ik} f_{kt} + \hat{\eta}_{it}^b \quad (10)$$

donde  $\hat{\eta}_{it}^b$  son los residuales remuestreados con reemplazo del vector de residuales obtenido en la estimación con la muestra original. Debido a que el bootstrap estacionario hace un remuestreo de las observaciones (y no de los residuales) con reemplazo en bloques de tamaño aleatorio, debemos encontrar una condición equivalente para imponer la hipótesis nula de cero desempeño verdadero.<sup>24</sup> Dicha equivalencia se encuentra cuando

$$er_{it}^b - \hat{\alpha}_i = \hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_i + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_{ij} (R_{jt} - R_{Ft}) + \sum_{k=1}^K \hat{\gamma}_{ik} f_{kt} + \hat{\eta}_{it}^b \quad (11)$$

En otras palabras, al restar la alfa estimada (obtenida de la muestra original) de las observaciones de remuestreadas de rendimientos en exceso es equivalente a imponer la hipótesis nula de alfa igual a cero para el caso de remuestreo de los residuales.

Es importante mencionar que las observaciones remuestreadas preservan la correlación contemporánea entre todos los fondos de pensión – por ejemplo, en cada iteración bootstrap, el bloque de observaciones remuestreadas corresponde a los mismos periodos para todos los fondos de pensión. Esto se hace para reflejar el hecho de que los fondos de pensiones mantienen portafolios muy similares para la mayor parte de la muestra debido a las estrictas restricciones impuestas por el régimen de inversión.<sup>25</sup> Sin embargo, la preservación de la correlación contemporánea torna difícil (si no imposible) el manejo del problema de sesgo de supervivencia por un par de razones. Primero, si hubiéramos considerado AFORES con poco tiempo de vida, tendríamos que haber hecho un remuestreo de las observaciones cuyo número total fuera igual al número de observaciones asociadas con la AFORE de menor tiempo de vida. Segundo, asumiendo que se pudieran haber realizado las estimaciones econométricas con las observaciones

---

<sup>24</sup> Decidimos utilizar el bootstrap estacionario en lugar del procedimiento de bootstrap simple para remuestreo de residuales con el fin de poder tomar en cuenta la autocorrelación potencial de los rendimientos en exceso.

<sup>25</sup> Kosowski *et al.* también permiten la posibilidad de dependencia en el corte transversal entre los residuales de los fondos de pensiones que podrían, por ejemplo, deberse a que los fondos mantienen acciones similares al mismo tiempo.

remuestreadas, habría errores estándares grandes para las alfas y las colas de las distribuciones de corte transversal contendrían una gran cantidad de factores atípicos.<sup>26</sup>

Ordenamos los fondos de acuerdo a la alfa obtenida de las estimaciones hechas con los datos originales. La Figura III muestra las distribuciones de corte transversal para las alfas para cada clasificación.<sup>27</sup> En esta figura, las líneas verticales indican el alfa estimada obtenida con los datos originales. La Figura III puede ser interpretada como sigue: la línea vertical corresponde al desempeño estimado (alfa) para cada fondo de pensión que resulta de la estimación de la ecuación (8). Las densidades representan la distribución de alfas para cada clasificación, las cuales fueron obtenidas con nuestro método bootstrap. Debido a que el método bootstrap consiste en un remuestreo aleatorio (con reemplazo) de las observaciones, esta distribución puede verse como los valores de desempeño (alfas) generados con completa aleatoriedad. En otras palabras, el valor de alfa no será atribuido a la suerte cuando el área (a la izquierda de la línea vertical) es mayor que 0.90 (valor  $p < 0.10$ ) de la distribución de corte transversal correspondiente.

De la Figura III puede observarse que nuestros resultados proveen evidencia sustancial respecto a que ningún fondo se distingue de la distribución de resultados aleatorios; ni siquiera el fondo con mayor clasificación tiene un desempeño superior significativo (comparado con otros fondos) cuando los rendimientos brutos son considerados.

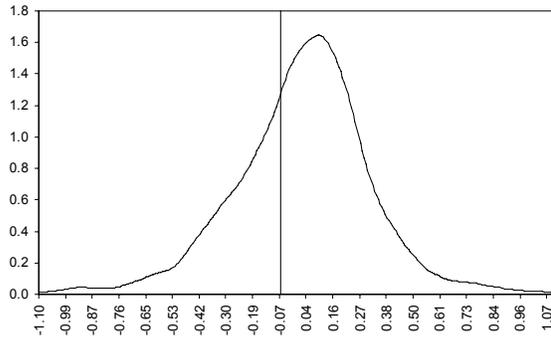
---

<sup>26</sup> De hecho, todos los fondos de pensiones se verían como fondos de corta vida.

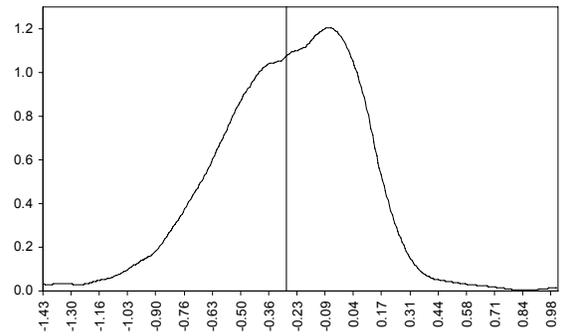
<sup>27</sup> Por ejemplo, la distribución más alta consiste en todas las alfas que resultaron ser las más altas de cada iteración bootstrap.

**Figura III: Distribución de corte transversal de las alfas para rendimientos brutos nominales en exceso**

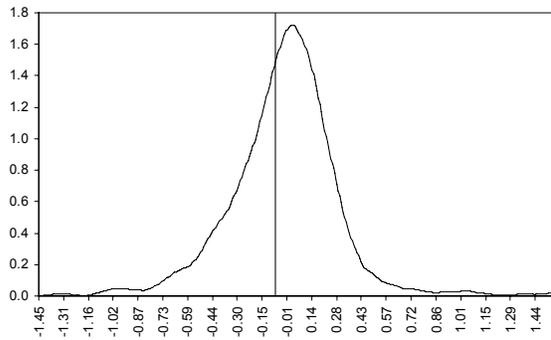
Panel A.1. El Mejor Fondo de Pensión



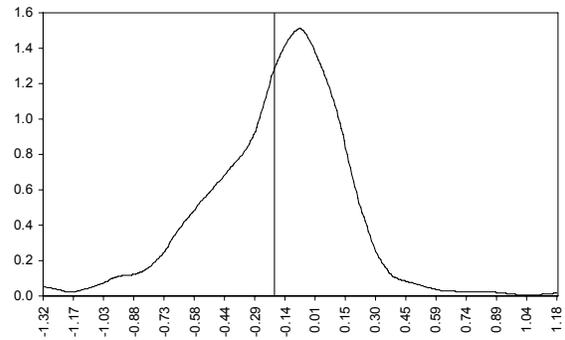
Panel B.1. El Peor Fondo de Pensión



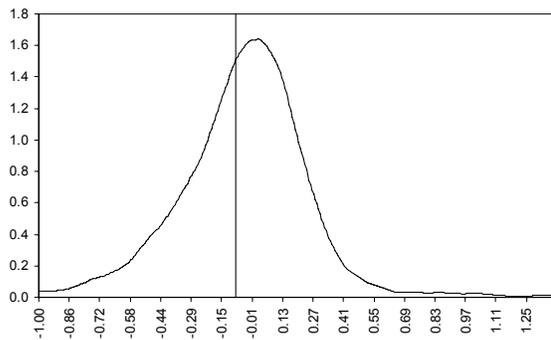
Panel A.2. El 2do. Mejor Fondo de Pensión



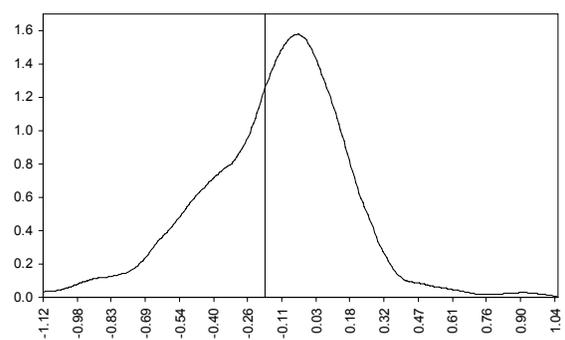
Panel B.2. El 2do. Peor Fondo de Pensión



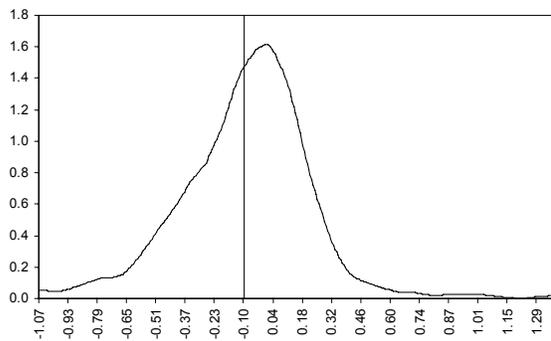
Panel A.3. El 3er. Mejor Fondo de Pensión



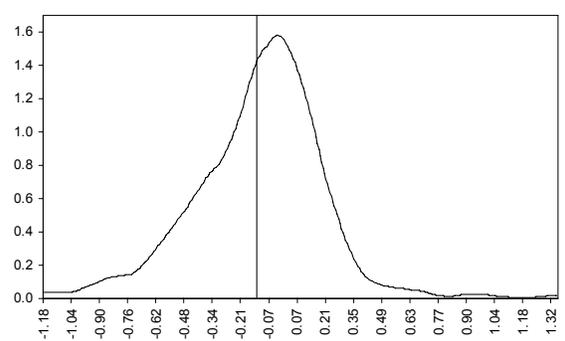
Panel B.3. El 3er. Peor Fondo de Pensión



Panel A.4. El 4to. Mejor Fondo de Pensión



Panel B.4. El 4to. Peor Fondo de Pensión



También comparamos las alfas de los fondos de pensiones con las distribuciones de las alfas correspondientes a clasificaciones más bajas. Este ejercicio nos permite determinar si un fondo de pensión en particular se distingue estadísticamente o no de la clasificación asignada para otros fondos. Si determinamos que no hay diferencia estadística, entonces ambas AFORES no serán distinguibles en términos de añadir valor a su portafolio. La Tabla VIII muestra los valores  $p$  resultantes de comparar las alfas de los fondos de pensiones con las distribuciones de alfas correspondientes a clasificaciones más bajas. En esta tabla, la primera columna contiene las AFORES analizadas y que fueron ordenadas de manera descendiente de acuerdo a su alfa estimada (con la muestra original). La fila con los números 1, 2, 3, ..., 8 indica el orden respectivo de las distribuciones de corte transversal con las que las alfas estimadas fueron comparadas. Por ejemplo, los elementos de la diagonal corresponden a los casos donde el desempeño de una AFORE en particular es comparado con la distribución de corte transversal correspondiente a la misma clasificación.

**Tabla VII: Valores  $p$  obtenidos al comparar las alfas de rendimientos brutos de los fondos de pensiones respecto a las distribuciones de las alfas correspondientes a clasificaciones iguales o menores**

	1	2	3	4	5	6	7	8
Bancomer	0.682	0.615	0.556	0.519	0.48	0.44	0.393	0.308
Profuturo		0.627	0.565	0.533	0.486	0.453	0.403	0.312
Siglo XXI			0.594	0.556	0.517	0.476	0.431	0.332
Banamex				0.561	0.52	0.48	0.433	0.333
Principal					0.567	0.537	0.486	0.368
Banorte						0.615	0.573	0.44
Santander							0.595	0.449
Inbursa								0.542

Para el caso de rendimientos brutos, se puede observar en la Tabla VII que las AFORES no son estadísticamente distinguibles una de otra de acuerdo a los valores  $p$  obtenidos. Los resultados para la submuestra de Enero 2005 a Julio 2007 no cambian cualitativamente respecto a los obtenidos con la muestra completa. Sin embargo, si hubiéramos incluido aquellas AFORES que existieron brevemente entre 2001 y 2007, podría haber sido posible estadísticamente distinguir al menos algunas AFORES de aquellas que no fueron incluidas en nuestro análisis.

## 6. Conclusiones

En este trabajo evaluamos el desempeño de los administradores de fondos de pensiones en México, condicionado a un modelo de valuación de activos con variables macroeconómicas y dos portafolios *benchmark*. Además, buscamos distinguir los valores de desempeño (alfas) estimados de resultados aleatorios utilizando una técnica de bootstrap estacionario. De manera adicional, comparamos las alfas de los fondos de pensión con las distribuciones de alfas correspondientes a clasificaciones más bajas con el fin de hacer una distinción entre AFORES.

Nuestros resultados para el periodo de Enero 2001 a Julio 2007 sugieren que los administradores de fondos de pensión no parecen añadir valor a sus portafolios. Además, al comparar las alfas de los rendimientos brutos de los fondos de pensiones con las distribuciones de alfas correspondientes a clasificaciones más bajas, encontramos que las AFORES no son estadísticamente distinguibles entre ellas.

Estos resultados deben ser interpretados con cautela, principalmente por tres razones. La primera es que las alfas estimadas están condicionadas a un modelo específico APT y a los supuestos lineales inherentes. Además, reconocemos que las distribuciones de corte transversal generadas por la metodología bootstrap podrían ser diferentes de las distribuciones obtenidas si se incluyeran a todas las AFORES del mercado (es decir, aquellas que salieron y aquellas que entraron en años recientes). La segunda es que los cambios recientes al régimen de inversión podrían necesitar más tiempo para reflejarse en los rendimientos de los fondos de pensiones. La tercera es que se tiene que tomar en cuenta que los administradores de fondos de pensiones encaran un horizonte de inversión de largo plazo. De hecho, los trabajadores que son miembros de la nueva generación con cuentas individuales comenzarán a retirarse en aproximadamente 15 años.

Es importante mencionar que la autoridad regulatoria (CONSAR) recientemente ha modificado el criterio para el proceso de asignación de los trabajadores que no han elegido una AFORE en particular y para trabajadores que quieren cambiarse a una AFORE diferente. Previamente, a los trabajadores les era permitido cambiarse a una AFORE diferente sólo si habían estado registrados en una AFORE por al menos un año o si la AFORE deseada cobraba comisiones

más bajas. De manera similar, la CONSAR asignaba trabajadores que no habían elegido una AFORE en particular a aquellos administradores con comisiones más bajas. Con la nueva regulación, los trabajadores podrán cambiarse a una nueva AFORE y la CONSAR asignará nuevos trabajadores, ambas situaciones en base a un indicador de rendimientos netos. Esta modificación busca proveer a las AFORES con mayores incentivos para maximizar los rendimientos netos y no sólo se enfoquen en las comisiones. En la medida en que el nuevo régimen de inversión evolucione para alcanzar una combinación óptima de riesgo y rendimiento, y mientras que los administradores de fondos de pensiones aprovechen los cambios en la regulación a este régimen, podría ser posible observar una mejora en el desempeño de los administradores de fondos de pensión en México.

## Bibliografía

- Burmeister, Edwin, Richard Roll, y Stephen A. Ross, 2003, Using Macroeconomic Factors to Control Portfolio Risk, mimeo, disponible en:  
[http://web.econ.unito.it/nicodano/Roll\\_Ross\\_APT\\_Portfolio\\_Management.pdf](http://web.econ.unito.it/nicodano/Roll_Ross_APT_Portfolio_Management.pdf)
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll, y Stephen A. Ross, 1986, Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business* 59, 383-403.
- Davison, A. C., y D. V. Hinkley, 1997. *Bootstrap Methods and their Application* (Cambridge University Press).
- Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, y Christopher R. Blake, 1995, Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance. *Journal of Finance* 50, 1229-1256.
- Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, y Mustafa Gultekin, 1981, Expectations and Share Prices. *Management Science* 27, 975-987.
- Ferson, Wayne E., Sergei Sarkissian y Timothy T. Simin, 2003, Spurious regressions in financial economics, *Journal of Finance* 58, 1393-1413.
- Gallant, Ronald A., 1987. *Non-linear Statistical Models* (John Wiley & Sons, New York).
- García-Verdú, Santiago, 2006, An assessment of the performance of the Mexican private pension funds, Mimeo, University of Chicago.
- Kosowski, Robert, Allan Timmermann, Russ Wermers, y Hal White, 2006, Can Mutual Fund “Stars” Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis. *Journal of Finance* 61, 2551-2595.
- Kotlikoff, Laurence, 1999, The World Bank’s Approach and the Right Approach to Pension Reform, Mimeo, Boston University.
- Kotlikoff, Laurence, 2006, Pension Reform – The Triumph of Form over Substance? Documento presentado en la *Latin American Meeting of the Econometric Society* de 2006 y en la *Annual Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association*.

Newey, Whitney, y Kenneth West, 1987, A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55, 703-708.

Politis, Dimitris N., y Joseph P. Romano, 1994, The Stationary Bootstrap. *Journal of the American Statistical Association* 89, 1303-1313.

Ross, Stephen A., 1976, The arbitrage pricing theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.