

**SISTEMA DE PENSIONES Y PROFUNDIDAD FINANCIERA:  
EVIDENCIA EMPÍRICA DE COINTEGRACIÓN PARA EL CASO BOLIVIANO**  
**PENSION SYSTEM AND FINANCIAL DEPTH:  
EMPIRICAL EVIDENCE OF COINTEGRATION FOR THE BOLIVIAN CASE**

**Pamela Córdova Olivera**

*Doctorado en Economía y Administración de Empresas  
Universidad Privada Boliviana  
pcordova@upb.edu*

(Recibido el 15 de noviembre 2013, aceptado para publicación el 11 de marzo 2014)

## RESUMEN

El objetivo de este artículo es evaluar empíricamente la naturaleza de la relación entre el Sistema de Pensiones basado en cuentas de capitalización individual y la Profundidad Financiera en Bolivia. Para este propósito, se utilizan el contraste de cointegración de Engle-Granger y de Johansen dentro de un marco de corrección de errores, esto con el fin de poder confirmar la existencia de una relación estable de largo plazo entre las variables. En general, los resultados apoyan la opinión de que, en efecto, el Sistema de Pensiones es un factor causal de Profundidad Financiera y que tiene efectos duraderos a largo plazo. Por lo tanto, las políticas gubernamentales diseñadas para fortalecer el Sistema de Pensiones deben ser persistentes y sostenibles con el fin de promover, paralelamente al desarrollo social e inclusivo del Sistema de Seguridad Social, el desarrollo de los Mercados de Capitales. Para el análisis se plantea un modelo econométrico de Profundidad Financiera con dos especificaciones alternativas: i) la primera excluye títulos públicos y ii) la segunda incluye títulos públicos.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to empirically assess the nature of the relationship between the Pension System based on individual capitalization accounts and Financial Depth in Bolivia. Accordingly, the contrast of co-integration of Engle-Granger and Johansen are used within a framework of error correction in order to confirm the existence of stable long-term relationships between variables. Overall the results support the view that, in effect, the Pension System is a causal factor of Financial Depth and has sustained, long-term effects. Therefore, government policies designed to strengthen the Pension System must be persistent and sustainable in order to promote the parallel and inclusive development of both social development and Capital Markets. For an econometric analysis of a financial depth model, two alternative specifications are proposed: i) excluding government securities and ii) including government bonds.

**Palabras Clave:** Profundidad Financiera, Sistema de Pensiones, Cointegración.

**Keywords:** Financial Depth, Pension System, Cointegration.

## 1. INTRODUCCIÓN

Dos de los principales problemas que aquejan a la economía y sociedad boliviana y que ocupan los primeros lugares en las agendas de los gobiernos de países en vías de desarrollo desde hace varias décadas son: i) por un lado el escaso desarrollo de los Mercados de Capitales que se convierte en la principal restricción a los flujos de capital y por ende de inversión productiva, y ii) la ineficiencia social del Sistema Pensiones en cuanto a su cobertura, sostenibilidad, estabilidad y carácter inclusivo.

Los Sistemas de Pensiones se constituyen en un pilar fundamental de desarrollo humano y crecimiento económico, en especial en países en desarrollo, ya que los mismos demandan el diseño de un conjunto de instrumentos diversificados (sociales y financieros) que promueven bienestar para los ciudadanos.

En Bolivia la consolidación de un Sistema de Pensiones que garantice a todos los bolivianos y bolivianas el acceso a la Seguridad Social y que acumule Capital Humano es aún un tema pendiente y un reto para la política económica y social del país, ya que el mismo es el resultado de un gran Pacto Social aún no logrado. Durante los últimos 17 años la administración del Sistema de Pensiones boliviano pasó de ser de responsabilidad pública a privada el año 1996 [14] y nuevamente pública el año 2010 [15], sin embargo, la característica más importante de estas reformas radica en que el Sistema de Pensiones vigente en cada periodo descargó en el trabajador la obligación de financiar su propia jubilación con la consolidación de cuentas de capitalización individual que se constituyen en Flujos de Fondos de Pensiones que deben ser invertidos exclusivamente en valores o instrumentos financieros de oferta pública, a través de mercados primarios y secundarios autorizados. Es así que el Sistema de Pensiones, basado en cuentas de capitalización individual, ha generado una creciente demanda de instrumentos financieros y de mecanismos de regulación que promueven un

mayor tamaño, mejor regulación y desarrollo del Mercado de Capitales, esto debido a que un sistema con estas características incrementa el ahorro interno (forzoso) y este es movilizadado en forma de inversión. Considerando este panorama es posible pensar en la existencia de una relación estable de largo plazo entre el Sistema de Pensiones y el Desarrollo Financiero en Bolivia, que de alguna manera estaría favoreciendo a la acumulación y movilidad de recursos financieros y al crecimiento económico.

En Bolivia son escasos los estudios que analizan aspectos del Sistema de Pensiones y su impacto sobre el Desarrollo Financiero con enfoque cuantitativo. El objetivo de este trabajo es analizar cuantitativamente la naturaleza de la relación entre el Sistema de Pensiones basado en cuentas de capitalización individual y la Profundidad Financiera. La metodología empleada para explicar la dinámica de la Profundidad Financiera y el Sistema de Pensiones en Bolivia se concentra en dos enfoques: i) el primero basado en el contraste de cointegración de Engle – Granger en dos etapas y estimación de un Modelo de Corrección de Error (MCE), y ii) el segundo basado en el contraste de cointegración de Johansen a partir de un Vector de Corrección de Error (VEC). El análisis se efectúa para el período comprendido entre el año 1980 y 2013. Este trabajo consta de cinco secciones, siendo la primera de ellas la presente introducción. En la sección 2 se presentan unos cuantos antecedentes en la literatura económica con respecto a este tema. En la sección 3 se desarrolla brevemente la metodología de análisis de datos a ser implementada, desde el contraste de cointegración de Engle – Granger hasta el contraste de Johansen. La sección 4 contiene el análisis empírico de cointegración entre variables de interés para Bolivia a partir del contraste de Engle – Granger y Johansen. En este mismo apartado se realiza la estimación de un modelo VEC para el análisis de la Profundidad Financiera y se presenta un análisis de shocks mediante las Funciones Impulso Respuesta y Descomposición de la Varianza. La sección 5 presenta algunas conclusiones.

## 2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Entre los escasos y más completos trabajos empíricos en Latinoamérica que buscan analizar y comprender la dinámica conjunta entre la Profundidad Financiera (Desarrollo Financiero), Sistema de Pensiones y otras variables macroeconómicas y financieras, se destaca el empleo de una diversidad de metodologías de gran utilidad que van desde los más complejos análisis cuantitativos, como los modelos de Vector de Corrección de Error, hasta los más sencillos, pero valiosos, análisis cualitativos. Entre estos trabajos podemos mencionar los siguientes: Acuña, R. [6] realiza un análisis cuantitativo y cualitativo de la contribución del Sistema de Pensiones privado al Desarrollo Económico de América Latina, concentrando su análisis en el caso colombiano, peruano, mexicano y chileno. Encuentra que la creación de programas de capitalización individual ha tenido un impacto significativo en el crecimiento de los países, en las condiciones laborales de los trabajadores, en el presupuesto público y en las oportunidades de financiamiento de las empresas, y *ha impulsado el desarrollo y perfeccionamiento de mercados que están estrechamente relacionados, especialmente el mercado del ahorro y la inversión, el Mercado de Capitales, el mercado laboral y la industria de seguros de vida*. Argumenta que varios países tuvieron entre sus motivaciones principales para la realización de las reformas que introdujeron los programas de capitalización individual, el aumento del ahorro nacional y *el desarrollo y profundización del sistema financiero y del Mercado de Capitales*, con el objetivo de generar fuentes permanentes de financiamiento de la inversión doméstica y estimular el crecimiento del producto. Concluye que la experiencia y resultados de la creación y desarrollo de los sistemas de capitalización individual muestran la existencia de un círculo virtuoso entre la reforma al sistema de pensiones y el crecimiento económico.

V. Corbo y K. Schmidt [5] analizan los efectos Macroeconómicos de la Reforma del Sistema de Pensiones en Chile mediante una evaluación integral cuantitativa y cualitativa para el periodo 1981-2001, concentrándose en tres canales centrales: ahorro e inversión, mercados laborales y *mercados de capitales*. Entre sus principales resultados destacan que una reforma profunda de pensiones puede contribuir sustancialmente a la tasa de crecimiento de la economía, a través del financiamiento fiscal del déficit de transición<sup>1</sup>, la acumulación y utilización de factores de producción y el nivel de eficiencia con que estos son empleados, además *destacan el desarrollo del Mercado de Capitales en cuanto a su tamaño, composición y regulación*. Los efectos sobre el Mercado de Capitales son abordados mediante la estimación de un vector de cointegración. Encuentran que las variables que explican y tienen una relación de largo plazo con el Desarrollo Financiero son el ahorro obligatorio de los hogares derivado de la reforma de pensiones consolidada en cuentas de capitalización individual, así como un grupo de variables que reflejan tres factores: (i) las reformas estructurales y, en particular, la liberalización financiera, (ii) potenciales determinantes financieros que afectan la demanda de activos, y (iii) los efectos cíclicos de los mercados financieros.

G. Impavido y A. Musalem [12] utilizan un modelo simple de portafolio con tres activos (dinero, bonos y acciones) para medir el efecto del Sistema de Pensiones, a través de las inversiones de los Fondos de Pensiones, sobre el tamaño del Mercado Accionario en distintos países, para este fin realizan un análisis de datos de panel y encuentran que la inversión de los Fondos de Pensiones tienen un efecto significativo y además positivo sobre la capitalización accionaria.

<sup>1</sup> Déficit Fiscal generado por la Reforma de Pensiones (la transición de una sistema a otro).

E. Walker y F. Lefort [20] utilizan el análisis de series de tiempo para estimar el efecto los Fondos de Pensiones sobre el Desarrollo Financiero en Chile. Utilizan tres variables para aproximar el Desarrollo Financiero, una relacionada con el costo de financiamiento, otra con los volúmenes transados en acciones y finalmente una variable que captura la volatilidad del índice accionario. Consideran el monto de los fondos invertidos en acciones y encuentran una relación positiva entre este y las tres variables anteriormente mencionadas.

M. Castillo y F. Rojas [3] analizan los efectos del Sistema Privado de Pensiones sobre el Mercado de Capitales en el Perú, parten de la hipótesis de la existencia de un círculo virtuoso del Sistema de Pensiones creado a través de la diversificación eficiente de un portafolio de inversiones que coadyuva al desarrollo del Mercado de Capitales. Utilizan una metodología basada en la construcción de un escenario contrafactual concentrado en portafolios eficientes y en preferencias sobre el ciclo de la vida. La metodología calcula el costo de la regulación de las inversiones de los fondos de pensiones en términos de asignación de portafolio cuando el afiliado es libre de elegirlo. Desarrollan un modelo teórico de portafolios que demuestra que las decisiones de inversiones óptimas de los Fondos de Pensiones dependen de la naturaleza del ingreso esperado y de la edad del afiliado. Finalmente encuentran que el impacto de la inversión de Fondos de Pensiones sobre el Mercado de Capitales en Perú es limitado si las asignaciones están restringidas o parcialmente permitidas ya que solo ciertos instrumentos se desarrollan.

R. Chumacero y S. Berstein [4] cuantifican los costos de los límites de inversión para los Fondos de Pensiones chilenos. En el diagnóstico inicial que realizan sobre los límites de inversión encuentran que una de las causas que dio lugar a estos fue la *poca Profundidad del Mercado de Capitales chileno* y la existencia de una importante demanda por los fondos para financiar la expansión del sector interno, haciendo necesaria la protección de afiliados desinformados. Encuentran que la regulación ocasiona una combinación ineficiente de riesgo y retorno. Sugieren que los costos de los límites de inversión pueden haber sido substanciales y que en la ausencia de los mismos, los activos totales manejados por las administradoras de Fondos de Pensiones podrían haber sido mayores, que los afiliados a los fondos de pensiones podrían haber sido expuestos a mayor volatilidad y que la regulación puede ser pensada como un impuesto de más de un 5% a la riqueza de los afiliados.

L. Jimenez [22], analiza los retos que enfrentan los países Latinoamericanos miembros de la OCDE para consolidar un Sistema de Pensiones sostenible y realiza recomendaciones en torno a su relación con el Mercado de Capitales, concluyendo que, dado que los activos de los Fondos de Pensiones continuarán creciendo en Latinoamérica, debe darse prioridad al fortalecimiento de la infraestructura de los mercados financieros locales y a los marcos regulatorios de las actividades financieras. Recomienda la evaluación de las regulaciones que impiden una sana diversificación de los activos de pensiones, con vistas a facilitar la diversificación de activos mientras se mantienen altos estándares prudenciales. Destaca la necesidad de que los actores políticos consideren las ventajas de permitir que los administradores de activos en los Fondos de Pensiones ofrezcan a sus afiliados una diversidad de perfiles de riesgo y rendimiento de los fondos que sólo se permite actualmente en Chile, México y Perú.

N. Levy [23], analiza los efectos de los Fondos de Pensiones en el Mercado Financiero mexicano. Encuentra que las economías que se distinguen por tener sistemas financieros liberalizados no son propicias para el binomio Fondos de Pensiones-Desarrollo Financiero. Bajo estas condiciones, los fondos de pensiones privados no respaldarían al Desarrollo Financiero, sino que por el contrario, generarían constantes crisis económicas, pudiendo no valorizarse el ahorro de los trabajadores. Argumenta que en los países emergentes, particularmente en México, la valorización de los ingresos de los fondos de pensiones se realiza en base a títulos de deuda gubernamental de corto plazo, en un contexto de altos márgenes de ganancias para el sector financiero. Concluye que los gobiernos deben incrementar el rendimiento de los títulos para volverlos atractivos, creando altos costos financieros al erario público, desvinculando el gasto y, principalmente, el déficit fiscal de la emisión de bonos. Finalmente considera que los fondos de pensiones se apoderan de crecientes ganancias mediante instrumentos libres de riesgos e, incluso, imponiendo altos costos de intermediación que reducen la valorización de los fondos de retiro de los trabajadores.

### 3. COINTEGRACIÓN

Según Novales, A. [21] un vector  $\mathcal{Y}_t$  de variables de naturaleza  $I(1)$  se dicen cointegradas si existe una combinación lineal de las mismas, definida por un vector  $\beta$  tal que  $\beta' \mathcal{Y}$  es una variable aleatoria  $I(0)$ , es decir, estacionaria. En términos generales se dice que un vector  $\mathcal{Y}$  de variables cuyo máximo orden de integración es  $q$  están cointegradas si existe una combinación lineal de las mismas, definida por un vector  $\beta$  tal que  $\beta' \mathcal{Y}$  es una variable aleatoria  $I(p)$ ; con  $p < q$ . El vector  $\beta$  se denomina vector de cointegración.

### 3.1 Contraste de cointegración de Engle y Granger

El enfoque de Engle – Granger (1987) es aplicable a modelos uniecuacionales de dos o más variables. Es un método en dos etapas basado en los residuos estimados, donde se asume la existencia de un solo vector de cointegración en el modelo y donde debe comprobarse la estacionariedad de los residuos de la regresión para determinar la existencia de cointegración de las series [16]. Es una prueba muy sencilla que implica, como ya se dijo, la realización de dos pasos: 1) estimar los errores de la ecuación y 2) determinar el orden de los errores estimados. A pesar de sus limitaciones este enfoque tiene un gran interés económico ya que tiene en cuenta la existencia de relación contemporánea entre las variables del modelo.

En A. Novales [21] se parte del análisis simple de dos variables  $y_t, x_t$  de naturaleza  $I(1)$ , donde sus primeras diferencias  $\Delta y_t, \Delta x_t$  son estacionarias. Se contrasta entonces la cointegración de  $y_t, x_t$  mediante la estimación de una regresión:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

y se comprueba la estacionariedad de los residuos, como propusieron Engle y Granger (1987). Sin embargo, los niveles críticos para el contraste de esta hipótesis no son los mismos que para el contraste de raíces unitarias en una variable, pues ahora, el contraste se lleva a cabo después de haber estimado el modelo de regresión (1). El procedimiento de mínimos cuadrados busca los valores del espacio paramétrico que minimizan la varianza del residuo resultante, y éste tiene una varianza infinita para los valores de  $\beta_1$  que no hacen que las variables estén cointegradas. Por tanto, si  $y_t, x_t$  están cointegradas, el método de MCO tenderá a seleccionar el valor de  $\beta_1$  que genera residuos estacionarios, es decir, la constante de cointegración. En consecuencia, los valores críticos para el contraste de raíz unitaria de los residuos de (1) deben ser más elevados en valor absoluto que los utilizados para el contraste de raíz unitaria habitual. Si los residuos de esta regresión resultan ser estacionarios, decimos que las variables  $y_t, x_t$  están cointegradas, siendo (1) la relación de cointegración entre ambas. Esta relación sería el producto  $\beta' y$  anterior después de normalizar una de las coordenadas del vector  $\beta$ . Se interpreta como la relación de largo plazo entre ellas, alrededor de la cual experimentan desviaciones a corto plazo que se revierten posteriormente.

#### 3.1.1 El modelo de corrección de error

El Teorema de representación de Engle y Granger, afirma que si dos variables  $y_t, x_t$  de naturaleza  $I(1)$  están cointegradas, sus relaciones dinámicas están caracterizadas por el modelo de corrección de error [21]:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_y + \sum_{i=1}^m \delta_{1i}^y \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{2i}^y \Delta y_{t-i} + \gamma_y \xi_{t-1} + \varepsilon_{y_t} \\ \Delta x_t &= \alpha_x + \sum_{i=1}^p \delta_{1i}^x \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \delta_{2i}^x \Delta y_{t-i} + \gamma_x \xi_{t-1} + \varepsilon_{x_t} \end{aligned} \quad (2)$$

donde  $\xi_{t-1}$  denota la desviación del período anterior respecto de la relación de equilibrio a largo plazo  $\xi_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$ , siendo  $\beta$  el coeficiente de cointegración entre  $y_t$  y  $x_t$ , y  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias. En el modelo de corrección de error todas las variables son estacionarias, por lo que las propiedades habituales del estimador MCO en dicho contexto son válidas. Los términos  $\gamma_y \xi_{t-1}$  y  $\gamma_x \xi_{t-1}$  se denominan términos de corrección de error, y han de aparecer en las ecuaciones anteriores con un determinado signo, que depende del modo en que se haya definido el desequilibrio  $\xi_{t-1}$ .

### 3.2 Contraste de cointegración de Johansen

Johansen, S. (1988 – 1991), es un método aplicable a series de tiempo con indicios de cointegración. Se aplica a sistemas de ecuaciones y está basado en modelos de Vectores Autorregresivos (VAR). Es un test de Máximo Verosimilitud [7]. Suponga un conjunto de variables que se encuentran contenidas en el vector  $y_t$ :

$$y_t = (V1_t, V2_t, V3_t, V4_t, \dots, Vn_t)' \quad (3)$$

Su equilibrio de largo plazo, o ecuación de cointegración, será:

$$\beta' y_t = \beta_1 V1_t + \beta_2 V2_t + \beta_3 V3_t + \beta_4 V4_t + \dots + \beta_n Vn_t = 0 \quad (4)$$

donde,

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \dots, \beta_n)' \neq 0 \quad (5)$$

es el vector de cointegración. Si las variables del vector  $Y_t$  son integradas de orden 1 es necesario correr un test de cointegración para determinar si existe ese vector  $\beta$  descrito en (5), esto es, si las variables están cointegradas. Para comprender de mejor manera en que consiste el Test de cointegración de Johansen considere un VAR de orden  $\rho$ :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + \varepsilon_t \tag{6}$$

donde  $Y_t$  es un vector de  $k$  variables integradas de orden 1, y  $\varepsilon_t$  es un vector de innovaciones. Se puede reescribir el VAR como:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{7}$$

donde,

$$\Pi = \sum_{i=1}^{\rho} A_i - I_k \quad \text{y} \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{\rho} A_j$$

De acuerdo con el teorema de representación de Granger [13], si la matriz de coeficientes  $\Pi$  tiene rango reducido  $r < k$ , entonces existen matrices  $\alpha$  y  $\beta$  de dimensión  $k \times r$ , cada una de rango  $r$ , tales que  $\Pi = \alpha\beta'$  y  $\beta'Y_t$  es estacionario. Como se había dicho,  $\beta$  es el vector de cointegración y  $r$  es el número de relaciones de cointegración, o rango de cointegración. El hecho es que el Test de Johansen estima la matriz  $\Pi$  a partir de un VAR sin restricciones, para luego probar las hipótesis nulas correspondientes al rango reducido de dicha matriz. En otras palabras, el Test de Johansen determina cuál es el rango de cointegración de un vector de variables I(1). Si encontramos que las variables presentan el mismo orden de integración, y que existe una ecuación de cointegración entre ellas, permite concluir que existe una relación de largo plazo entre ellas, y que es posible estimar un modelo de corrección de error que describa el comportamiento de dichas variables a lo largo del tiempo.

### 3.2.1 Vector de Corrección de Error (VEC)

Un modelo de vector de corrección de error (VEC) es un VAR restringido que tiene restricciones de cointegración incorporados en la especificación, de modo que está diseñado para su uso con las series no estacionarias que se sabe que están cointegradas. La especificación VEC restringe el comportamiento a largo plazo de las variables endógenas a converger a sus relaciones de cointegración al tiempo que permite una amplia gama de dinámica de corto plazo. El término de cointegración se conoce como el término de corrección de error, ya que la desviación de equilibrio de largo plazo se corrige gradualmente a través de una serie de ajustes a corto plazo parciales. Se tiene que la forma general de un VEC es la que mostraba la ecuación (7). Si se reemplaza la matriz  $\Pi$  por su expresión equivalente, se tiene:

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{8}$$

Si se aplica dicha representación a las variables  $V1, V2, V3, V4, \dots, Vn$  se tiene el siguiente VEC:

$$\begin{pmatrix} \Delta V1_t \\ \Delta V2_t \\ \Delta V3_t \\ \Delta V4_t \\ \vdots \\ \Delta Vn_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} (\beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3 \quad \beta_4 \quad \dots \quad \beta_n) \begin{pmatrix} V1_{t-1} \\ V2_{t-1} \\ V3_{t-1} \\ V4_{t-1} \\ \vdots \\ Vn_{t-1} \end{pmatrix} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta V1_{t-1} \\ \Delta V2_{t-1} \\ \Delta V3_{t-1} \\ \Delta V4_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta Vn_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix} \tag{9}$$

donde  $\Gamma_t$ , con  $i=1,2,3,\dots,m$  es una matriz  $n \times n$ . Del lado izquierdo de la expresión (9) se tiene el vector de variables del sistema en diferencias en el momento  $t$ . Del lado derecho, se encuentra un vector  $\alpha$  de dimensión  $n \times 1$ , el cual multiplica al vector de cointegración  $\beta'$ , y finalmente al vector de variables en niveles en el período  $t-1$ . El resultado de multiplicar el vector  $\beta'$  por el vector de variables en niveles en el momento  $t-1$  es una combinación lineal de dichas variables que, en el largo plazo, debe ser igual a cero. El vector  $\alpha$  se denomina *factor loading vector* y sus componentes se interpretan como coeficientes de velocidad de ajuste. A todo el término  $\alpha\beta'Y_{t-1}$  se le conoce como “término de corrección de error”. Los demás términos del lado derecho muestran cómo el comportamiento de cada una de las variables del sistema también se ve afectado por las variaciones en períodos pasados de todas las variables, es decir, corresponden a la parte de VAR en diferencias [13].

#### 4. EVIDENCIA EMPIRICA DE COINTEGRACION PARA EL CASO BOLIVIANO

En este apartado se analiza la posible relación de cointegración entre variables de interés utilizando, en primera instancia, el contraste de cointegración de Engle y Granger y posteriormente el contraste de Johansen, esto con el fin de poder confirmar la existencia de relaciones estables de largo plazo entre las variables y realizar comparaciones entre los resultados de ambos enfoques.

##### 4.1 Los datos

Se consideran las variables que han tenido efectos sobre la Profundidad Financiera en Bolivia y cuyas series de datos pueden ser construidas con las bases oficiales existentes en el país. Para medir la Profundidad Financiera la literatura existente aconseja utilizar la razón entre el agregado de activos más amplio en la economía y el Producto Interno Bruto (PIB) que, para el caso boliviano, es el agregado monetario  $M4'$  que incluye los títulos públicos, y alternativamente el agregado  $M3'$  que excluye títulos públicos. Aunque es un activo financiero, el componente  $Mh$  que representa a la base monetaria “billetes y monedas”, no representa realmente ahorro, por lo que se puede definir la profundización financiera como  $M4'-Mh$  o alternativamente  $M3'-Mh$ . Dado que los depósitos a la vista presentan la misma liquidez que los billetes y monedas también se resta a  $M4'$  y a  $M3'$ , es decir, para el análisis en Bolivia debe utilizarse el agregado  $M4'-M1'$  o, alternativamente,  $M3'-M1'$ , donde  $M1' = Mh + \text{Depósitos a la Vista}$ .

Para estimar la naturaleza de la relación entre la Profundidad Financiera (FD) y el Sistema de Pensiones basados en cuentas de capitalización individual, se construyeron dos medidas alternativas para ejercicios de sensibilidad: la primera representada por la diferencia entre  $M3'-M1'$ , denominada FD1 (excluye a los activos altamente líquidos y títulos públicos) y la segunda  $M4'-M1'$ , denominada FD2 (excluye a los activos altamente líquidos e incluye a títulos públicos). Las series FD1 y FD2 fueron deflactadas a precios de 1991 y expresadas en proporción del PIB.

El modelo econométrico relaciona la FD, en sus definiciones alternativas explicadas anteriormente (FD1 y FD2), con una variable pensional que captura el comportamiento de las cuentas de capitalización individual, creadas por la reforma de pensiones de 1996 y mantenidas en la reforma del año 2010.

La FD es explicada por tres grupos de variables: i) variables de reformas estructurales, ii) variables simples de portafolio y, iii) variables que capturan posibles efectos cíclicos de los mercados financieros de largo plazo.

La variable pensional que captura el comportamiento de las cuentas de capitalización individual (ICFF) esta definida por el flujo anual de ingreso al *Fondo de Capitalización Individual (del año 1997 al 2010)* y al *Fondo de Ahorro Previsional (desde el año 2010)*, ya que ambos están basados en cuentas de capitalización individual<sup>2</sup>.

Las variables pertenecientes al grupo de reformas estructurales son: El Índice Financiero (FI) que está construido en base a la serie reportada por Morley, S. y Lora, E. [18] que definieron un índice de políticas estructurales con frecuencia anual para el periodo 1980-2009 para la mayoría de los países de América Latina, en base a ésta se extiende la serie para el caso boliviano hasta el 2013<sup>3</sup>. Para concluir con la representación del grupo de variables de Reformas Estructurales, se consideró a una variable que capture la cantidad de activos privatizados como proporción del PIB (PA)<sup>4</sup>, es decir, el valor de los activos públicos privatizados en Bolivia (resultado de las reformas estructurales iniciadas en 1985).

Las series utilizadas para el modelo de Profundidad Financiera FD1 y alternativamente FD2, ICFF, FI y PA, son no estacionarias por cuanto comparten tendencias de comportamiento, Figura 1. Esto fue comprobado mediante pruebas de raíz unitaria de Dickey - Fuller y Phillips - Perron. En la Tabla 1 se presenta el cuadro resumen de estos resultados.

<sup>2</sup> Variable pensional esta expresada en proporción del PIB y fue construida utilizando la información facilitada por el Viceministerio de Pensiones y Servicios Financieros (VPSF) [19] en el mes de diciembre de 2013, estadísticas de la Autoridad de Fiscalización y Control Social de Pensiones y Seguros (APS) [2], y estadísticas AFP's (Futuro y Previsión).

<sup>3</sup> Para extender la serie hasta el año 2013, se utilizó la serie reportada por Morley y Lora [18], ajustada a la información sobre tasa de encajes legales, monto de crédito en proporción del PIB y tasas de interés reportadas por el Banco Central de Bolivia (BCB), Informes de la ASFI [1] y el INE y regulación prudencial según criterios de Basilea. El índice total es el promedio de estos 3 indicadores estandarizados en una escala de 0 a 1.

<sup>4</sup> Esta variable es incluida en el modelo ya que se entiende que el proceso de privatización ha influido sobre el valor de los agregados monetarios en Bolivia y en especial sobre  $M3'$  y  $M4'$ .

CÓRDOVA

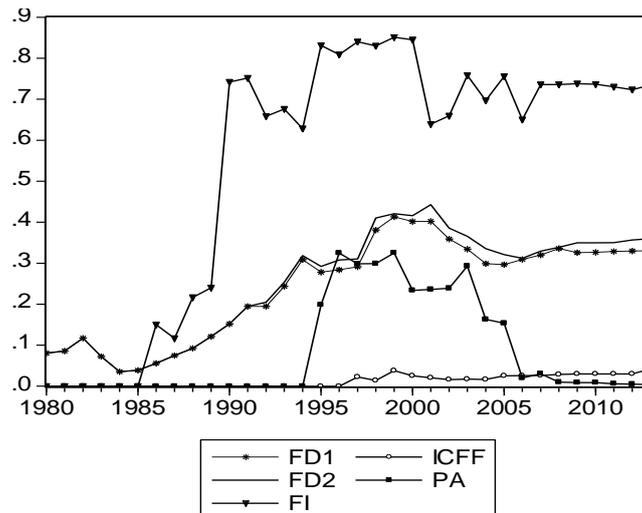


Figura 1 – Comportamiento de variables FD1, FD2, ICF, FI PA en nivel (en proporción del PIB).

4.1.1 Test de raíz unitaria

Cuando se van a utilizar procedimientos estándar de inferencia, es necesario utilizar series de tiempo que sean estacionarias, es decir, series cuya media y autocovarianzas no dependan del tiempo. Una herramienta formal para concluir si una serie cumple la condición de estacionariedad es lo que se conoce como test de raíz unitaria, el cual calcula un estadístico de prueba para contrastar la existencia o no de raíz unitaria de la serie en niveles, en primeras o en segundas diferencias. De acuerdo con la teoría, una serie es estacionaria si no posee raíz unitaria.

Dado que el interés del presente trabajo es determinar si las variables ya mencionadas se encuentran cointegradas, es necesario verificar que tales series posean el mismo orden de integración. En suma, se requiere emplear un test de raíz unitaria para determinar si las variables utilizadas son no estacionarias, y en tal caso, si tienen el mismo orden de integración. Sólo en tal caso se podría continuar con el siguiente paso, que es el test de cointegración. Los resultados de los test empleados se resumen en la Tabla 1.

TABLA 1 - TEST DE RAÍZ UNITARIA: PRUEBA DICKEY-FULLER (ADF) Y PHILLIPS PERRON (PP)

SERIES O VARIABLES	ESTADÍSTICO ADF	ESTADÍSTICO PP	ORDEN DE INTEGRACIÓN
<b>EN NIVEL</b>			
FD1	-0.929956	-1.251992	I(1)
FD2	-0.947401	-1.290935	I(1)
FI	-1.439055	-1.321816	I(1)
ICFF	-2.915689	-3.100977	I(1)
PA	-1.097969	-1.210875	I(1)
<b>EN PRIMERAS DIFERENCIAS</b>			
DFD1	-4.065351	-4.018867	I(0)
DFD2	-4.565672	-4.559792	I(0)
DFI	-6.383676	-6.813724	I(0)
DICFF	-8.673509	-8.452194	I(0)
DPA	-4.855674	-4.876446	I(0)

Elaboración: Propia.

Se puede establecer, según los resultados reportados en la tabla anterior, que las variables analizadas son todas no estacionarias de orden I(1), es decir son estacionarias en primeras diferencias, Figura 2.

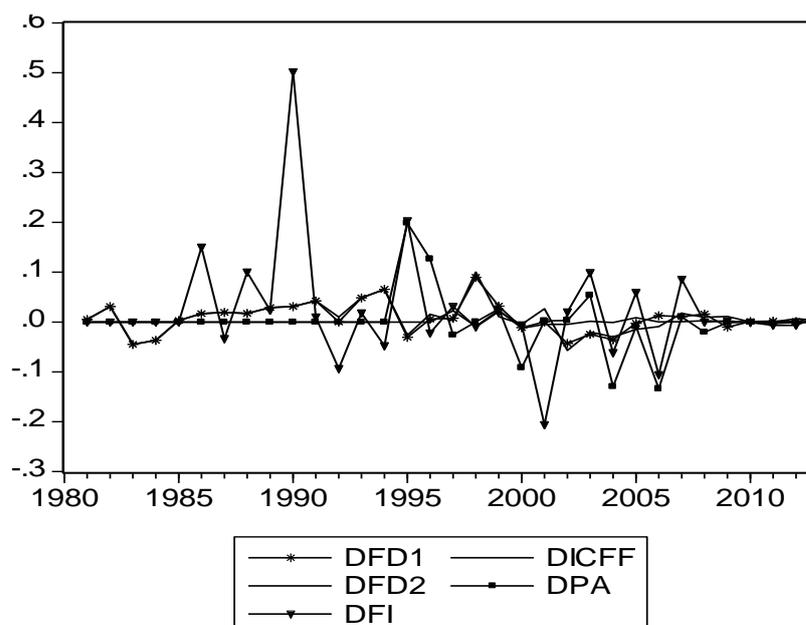


Figura 2 – Comportamiento de FD1, FD2, ICFF, FI PA en primeras diferencias.

#### 4.1.2 Análisis de Causalidad

Es sabido que la existencia de correlación entre dos variables no implica necesariamente causalidad. Para aceptar causalidad entre dos (o más variables) debe comprobarse que los resultados de una de ellas puede predecir a la otra. La causalidad puede ir en un solo sentido (unidireccional) o en ambos sentidos (bidireccional).

Para analizar la naturaleza de la relación entre la variable pensional y la Profundidad Financiera se recurre al uso del test de causalidad desarrollado por el Premio Nobel de economía 2003, Clive W. J. Granger, propuesto en 1969 y popularizado por Christopher Albert Sims en 1972, que consiste en comprobar que el comportamiento actual y el pasado de una serie de tiempo A predice la conducta de una serie de tiempo B, si ocurre el hecho, se dice que “el resultado A” causa “el resultado B”, el comportamiento es unidireccional. Si sucede lo explicado e igualmente “el resultado B” predice “el resultado A”, el comportamiento es bidireccional, entonces “el resultado A” causa “el resultado B”, y “el resultado B” causa “el resultado A” [8]. La dificultad inherente a este test es determinar el número de rezagos a incluir en el modelo. Lo más aconsejable es utilizar la razón en función de la naturaleza temporal de los datos, que para el caso boliviano tienen una frecuencia anual. Es así que el número de rezagos elegido es de 1 a 3.

Se realizó la respectiva prueba de causalidad para el grupo de variables de interés FD1, FD2, FI, ICFF y PA. Basándonos en los resultados de la pruebas se determina que la dirección de la causalidad va de FI a FD1 al menos al 0.03% de nivel de significancia, de ICFF a FD1 al menos al 3.73% , de PA a FD1 al menos al 9.34%, FI a FD2 al menos al 2.11%, de ICFF a FD2 al menos al 0.52% y de PA a FD2 al menos al 9.78% (Ver Tabla 2), puesto que el valor F estimado es significativo (uno, dos y tres rezagos).

Se establece entonces que, las variables FI, ICFF y PA preceden a las variables FD1 y FD2, lo que equivale a decir que los valores retardados de dichas variables tienen un impacto significativo en las variables endógenas FD1 y FD2 (las más causadas) respectivamente, pueden utilizarse estas variables para predecir a las variables FD1 y FD2 mejor de lo que se haría si se usaran simplemente los antecedentes de las últimas. En conclusión, la consolidación de cuentas de capitalización individual tiene efectos significativos en la Profundidad Financiera, es decir, que la acumulación de Fondos de Pensiones en las cuentas de capitalización individual causa Profundidad Financiera.

#### 4.2 Contraste de cointegración de Engle y Granger

Dado que las series FD1, FD2, ICFF, FI PA, resultaron ser integradas de orden  $I(1)$ , se estiman los parámetros del modelo econométrico de Profundidad Financiera a largo plazo propuesto para FD1 (sin sector público) y alternativamente FD2 (con sector público) mediante la metodología propuesta por Engle y Granger (1987). Partimos de la especificación del modelo econométrico considerando a la variable FD como la dependiente o explicada (más endógena según test de causalidad de Granger) y todas las demás variables como exógenas o explicativas:

TABLA 2 - TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DFD2 does not Granger Cause DFD1	30	0.04780	0.98579
DFD1 does not Granger Cause DFD2		0.55242	0.65165
DFI does not Granger Cause DFD1		9.24740	0.00034
DFD1 does not Granger Cause DFI		0.94021	0.43736
DICFF does not Granger Cause DFD1		3.32649	0.03739
DFD1 does not Granger Cause DICFF		1.82476	0.17080
DPA does not Granger Cause DFD1		2.40553	0.09338
DFD1 does not Granger Cause DPA		1.45632	0.25251
DFI does not Granger Cause DFD2		3.93164	0.02112
DFD2 does not Granger Cause DFI		1.14552	0.35178
DICFF does not Granger Cause DFD2		5.53568	0.00520
DFD2 does not Granger Cause DICFF		1.77463	0.18008
DPA does not Granger Cause DFD2		2.58008	0.09779
DFD2 does not Granger Cause DPA		1.74605	0.18561
DICFF does not Granger Cause DFI		0.50627	0.68181
DFI does not Granger Cause DICFF		0.32725	0.80565
DPA does not Granger Cause DFI		0.10568	0.95592
DFI does not Granger Cause DPA		0.12499	0.94437
DPA does not Granger Cause DICFF		1.81065	0.17336
DICFF does not Granger Cause DPA		1.20010	0.33190

Elaboración: Propia.

$$FD_t = \beta_0 + \beta_1 ICF_t + \beta_2 FI_t + \beta_3 PA_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Para la estimación de los parámetros, se establecieron una serie de especificaciones alternativas a la ecuación original (10) para probar la robustez de los resultados y encontrar un valor para el parámetro que relaciona las cuentas de capitalización individual del Sistema de Pensiones con la Profundización Financiera en Bolivia. En el proceso de estimación de los parámetros del modelo se utilizó Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para la regresión, aplicando la metodología de Engle - Granger en dos etapas. La relación de Profundidad Financiera expresada en la ecuación (10) a largo plazo queda establecida de la siguiente manera:

$$FD1_t = 0.068953 - 3.275087 ICF_t + 0.209487 FI_t + 0.198003 PA_t \quad (11)$$

Y alternativamente:

$$FD2_t = 0.069428 + 3.569530 ICF_t + 0.219397 FI_t + 0.236118 PA_t \quad (12)$$

Los resultados completos de la estimación son presentados en la Tabla 3.

**TABLA 3 - RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DEL MODELO**

<b>Especificación 1 - FD1</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	0.068953	0.014292	4.824742	0.0000
ICFF	3.275087	0.637785	5.135091	0.0000
FI	0.209487	0.032056	6.535084	0.0000
PA	0.198003	0.069004	2.869454	0.0075
R-squared	0.895332	Mean dependent var		0.241631
Adjusted R-squared	0.884865	S.D. dependent var		0.121294
Durbin-Watson stat	1.763828	Prob(F-statistic)		0.000000

<b>Especificación 2 - FD2</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	0.069428	0.015559	4.462194	0.0001
ICFF	3.569530	0.694358	5.140760	0.0000
FI	0.219397	0.034899	6.286574	0.0000
PA	0.236118	0.075125	3.143012	0.0037
R-squared	0.893906	Mean dependent var		0.254487
Adjusted R-squared	0.883296	S.D. dependent var		0.131163
Durbin-Watson stat	1.735246	Prob(F-statistic)		0.000000

**Elaboración:** Propia.

El  $R^2$  ajustado es alto, lo que podría ser indicio de correlación espuria. Considerando los resultados de la regresión expuestos, se realizaron las pruebas de cointegración con el fin de confirmar una posible relación de largo plazo entre las variables el modelo.

#### 4.2.1 Test de cointegración

La condición de cointegración de Engle - Granger, exige que los **residuos de la regresión presenten un comportamiento estacionario** (Ver Tablas 4 y 5 y Figuras 3 y 4).

**TABLA 4 – RESIDUOS DE LA REGRESIÓN FD1**

<b>Dependent Variable: DRES1</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
RRES1	-0.738262	0.172310	-4.284509	0.0002
R-squared	0.364027	Mean dependent var		-0.001345
Adjusted R-squared	0.364027	S.D. dependent var		0.048195

**Elaboración:** Propia

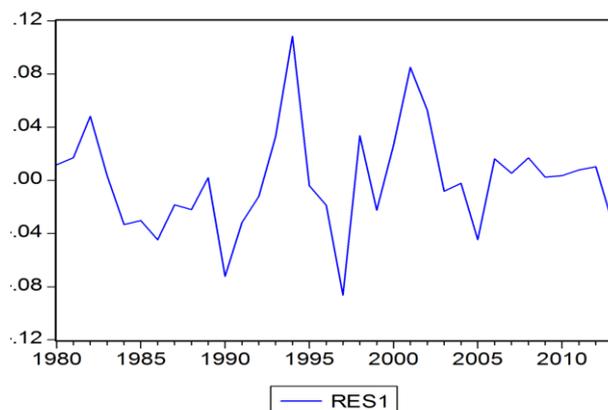


Figura 3 – Residuos de la regresión FD1.

TABLA 5 – RESIDUOS DE LA REGRESIÓN FD2

Dependent Variable: DRES2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RRES2	-0.771100	0.172707	-4.464796	0.0001
R-squared	0.383598	Mean dependent var		-0.001045
Adjusted R-squared	0.383598	S.D. dependent var		0.053746

Elaboración: propia.

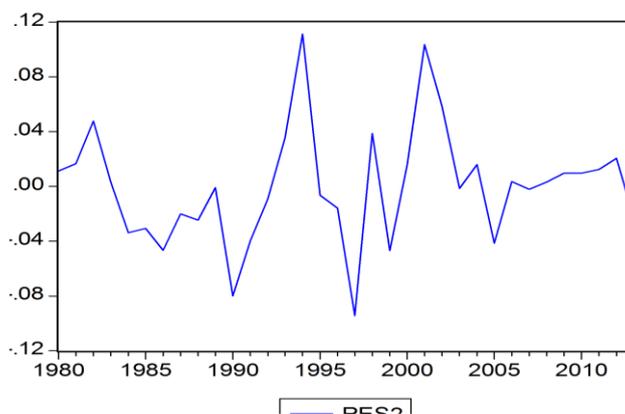


Figura 4 – Residuos de la regresión FD2

Con este fin se realizaron las pruebas formales de cointegración cuyos resultados establecen que el valor del estadístico de los residuos de la regresión del modelo  $FD1_t$  retardados en un periodo ( $rres1$ ) tienen un valor  $-0.74$  con una probabilidad de  $0.0002$  y el valor del estadístico de los residuos de la regresión del modelo  $FD2_t$  retardados en un periodo ( $rres2$ ) tiene un valor  $-0.77$  con una probabilidad de  $0.0001$ , esto significa que ambos valores son estadísticamente significativos, aún al 1% de significancia. En efecto, la probabilidad asociada al estadístico es menor que el nivel  $0.05$  con lo cual no se acepta la hipótesis nula de no estacionariedad y se concluye que los residuos son  $I(0)$  y en consecuencia las series están cointegradas.

Realizadas las pruebas de cointegración concentradas en el **valor del estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF)** se establece que este es igual a  $-4.18$  para la especificación  $FD1_t$  y  $-4.40$  para la especificación  $FD2_t$ , siendo mayor en ambos casos que el valor absoluto de cualesquiera de los valores críticos de Mackinnon, al 1%, 5% y 10%, respectivamente; si nos concentramos en el valor del **estadístico** de Phillips Perron (PP) obtenemos  $-3.97$  para la especificación  $FD1_t$  y  $-4.27$  para la especificación  $FD2_t$ , siendo mayor en ambos casos que el valor absoluto de cualesquiera de los valores críticos de Davidson y Mackinnon, al 5% y 10%, respectivamente, es decir, el valor “t” cae

en la zona de rechazo de la hipótesis nula y por la tanto no aceptamos la hipótesis de raíz unitaria, lo que significa estacionariedad en los residuos del modelo y se concluye que existe una relación estable entre las variables del modelo en el largo plazo(Ver Tabla 6).

**TABLA 6 – PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN - VALOR DEL ESTADÍSTICO ADF Y PP**

<b>Null Hypothesis: RES1 has a unit root</b>		
	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-4.178002</b>	<b>0.0122</b>
Test critical values:	1% level	-4.262735
	5% level	-3.552973
	10% level	-3.209642
<b>Phillips-Perron test statistic</b>	<b>-3.965410</b>	<b>0.0201</b>
Test critical values:	1% level	-4.262735
	5% level	-3.552973
	10% level	-3.209642
<b>Null Hypothesis: RES2 has a unit root</b>		
	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
<b>Augmented Dickey-Fuller test statistic</b>	<b>-4.396473</b>	<b>0.0072</b>
Test critical values:	1% level	-4.262735
	5% level	-3.552973
	10% level	-3.209642
<b>Phillips-Perron test statistic</b>	<b>-4.269624</b>	<b>0.0098</b>
Test critical values:	1% level	-4.262735
	5% level	-3.552973
	10% level	-3.209642

Elaboración: Propia.

Si se aplica la **prueba de Durbin-Watson**<sup>5</sup> sobre la Regresión de Cointegración (DWRC) [11], se encuentra que su estadístico (DW) tiene un valor de 1.76 para la especificación  $FD1_t$  y de 1.74 para la especificación  $FD2_t$ , que es mayor que el valor crítico de 0.511 al 1% de significancia respectivamente (Ver Tabla 3), se concluye que las variables cointegran al 99% de confianza. Una vez verificada la existencia de cointegración entre las variables de cada especificación alternativa, procedemos a estimar el Mecanismo de Corrección de Errores (MCE) con el fin de ligar el comportamiento de corto plazo con el de largo plazo.

#### 4.2.2 Modelo de Corrección de Errores (MCE)

Este mecanismo, propuesto originalmente por Engle y Granger en el año 1987 [16], tiene por finalidad ligar el comportamiento a corto plazo de las variables de Profundidad Financiera ( $FD1_t$  y  $FD2_t$ ), Flujo del Fondo de Capitalización Individual ( $ICFF_t$ ), Índice Financiero ( $FI_t$ ) y el valor de los Activos Privatizados ( $PA_t$ ), con el comportamiento a largo plazo de las mismas.

##### Comportamiento de Corto Plazo:

$$\text{Especificación 1 } FD1: RES1_t = FD1_t - B_1 - B_2ICFF_t - B_3PA_t - B_4FI_t \quad (13)$$

$$\text{Especificación 2 } FD2: RES2_t = FD2_t - B_1 - B_2ICFF_t - B_3PA_t - B_4FI_t \quad (14)$$

Los términos de error  $RES1_t$  y  $RES2_t$  en las regresiones de cointegración se interpretan como los errores de equilibrio y son estos, precisamente, los que sirven para analizar la conducta a corto plazo de las variables  $FD1_t$  y  $FD2_t$  y su relación con sus valores a largo plazo.

##### Comportamiento de Largo Plazo está dado por la ecuación (10):

$$FD1_t = \beta_0 + \beta_1ICFF_t + \beta_2PA_t + \beta_3FI_t + \varepsilon_t$$

$$FD2_t = \beta_0 + \beta_1ICFF_t + \beta_2PA_t + \beta_3FI_t + \varepsilon_t$$

<sup>5</sup> Los valores críticos calculados por Engle y Granger para esta prueba son: al 1%=0.511; al 5%=0.386; al 10%=0.322.

**El mecanismo de corrección de errores utilizado:**

$$\text{Para FD1: } DFD1_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 DICFF_{t-1} + \beta_2 DPA_{t-1} + \beta_3 DFI_{t-1} + \beta_4 RES1_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (15)$$

$$\text{Para FD2: } DFD2_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 DICFF_{t-1} + \beta_2 DPA_{t-1} + \beta_3 DFI_{t-1} + \beta_4 RES2_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (16)$$

Dado que las series FD1, FD2, ICFF, FI y PA, están cointegradas, implica que hay una relación estable de equilibrio a largo plazo entre ellas; no obstante, en el corto plazo existen desequilibrios. RES1<sub>t-1</sub> y RES2<sub>t-1</sub> son los mecanismos de correcciones de errores en los modelos alternativos (FD1<sub>t</sub> y FD2<sub>t</sub>) y se usan para corregir los desequilibrios a corto plazo. El parámetro de ajuste a corto plazo es B<sub>4</sub>, cuya significancia estadística indica la proporción del desequilibrio en FD1<sub>t</sub> y FD2<sub>t</sub>, que es corregido en el siguiente periodo. Mientras más cerca este de 1, más rápido es el ajuste hacia el equilibrio. La tabla 7 resume los resultados obtenidos para este trabajo.

El término -0.53\* RRES1 y -0.54\* RRES2 es el Mecanismo de Corrección de Errores (MCE) para la especificación FD1<sub>t</sub> y FD2<sub>t</sub> respectivamente, que presenta el signo correcto (negativo) y la magnitud del coeficiente es significativa y estadísticamente distinta de 0 y revela que aunque en el largo plazo hay una relación de equilibrio entre las variables del modelo de cointegración, en el corto plazo sin embargo se producen desequilibrios. Se establece que la desviación de la Profundidad Financiera (FD1<sub>t</sub> y FD2<sub>t</sub>) respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo se corrige anualmente en un 53.22% y 53.58% respectivamente; es decir, que el ajuste es rápido cuando existe desequilibrio. En conclusión, el ajuste a largo plazo provocado por cada shock no esperado es corregido en el siguiente periodo en 0,53 y 0.54 la magnitud del shock, como lo muestran los coeficientes de RRES1<sub>t</sub> y RRES2<sub>t</sub>.

**TABLA 7 – MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR (MCE)**

<b>Dependent Variable: DFD1</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
DICFF	0.525411	0.645413	0.814069	0.4222
DFI	0.034545	0.041712	0.828181	0.4143
DPA	0.126858	0.093778	1.352758	0.1866
RRES1	-0.532229	0.131157	-4.057951	0.0003

<b>Dependent Variable: DFD2</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
DICFF	0.206799	0.662825	0.311996	0.7573
DFI	0.020768	0.042404	0.489753	0.6280
DPA	0.184846	0.094065	1.965085	0.0590
RRES2	-0.535795	0.121285	-4.417660	0.0001

Elaboración: Propia.

**4.2.3 Estimación del efecto del Sistema de Pensiones basado en cuentas de capitalización individual sobre la Profundidad Financiera en Bolivia**

Comenzando con la estimación de la ecuación original (10) mostrada, se establecieron una serie de especificaciones alternativas para probar la robustez de los resultados y encontrar un valor para el parámetro que relacione las cuentas de capitalización individual con la Profundidad Financiera tanto para FD1 como para FD2. Las ecuaciones cointegran al 5% de confianza según los valores de Mckinnon, un resultado que se repite en todas las ecuaciones del modelo con especificaciones completas según las pruebas sugeridas por Engle - Granger. Un resultado relevante para las distintas especificaciones, es que, además de existir un vector de cointegración al 95% de confianza en todas ellas, el efecto del ICFF se mantiene altamente significativo y sin variaciones importantes en su valor.

Para determinar el efecto del Sistema de Pensiones basado en cuentas de capitalización individual sobre la Profundidad Financiera (Desarrollo del Mercado de Capitales) centramos el análisis en dos valores claves: i) el valor del R-squared para las especificaciones FD1 y FD2 que ascienden a 0.8953 y 0.8939 respectivamente y que puede ser interpretado como la proporción de la varianza de FD1 y FD2 que puede atribuirse a la varianza de ICFF, FI y PA, y ii) el parámetro estimado de ICFF que para la primera especificación FD1 tiene un valor de 3.28 y para la segunda FD2 un valor de 3.57. Este valor establece que un 29.18%<sup>6</sup> de la proporción de la varianza de FD1 se explica por la varianza de ICFF, 48.56% por la varianza de FI y 11.79% por la varianza de PA. Algo similar ocurre en la segunda especificación donde

<sup>6</sup> Este cálculo corresponde a una descomposición de Fields.

el 29.34% de la proporción de la varianza de FD2 se explica por la varianza de ICFF, 54.78% por la varianza de FI y 13.27% por la varianza de PA (Ver Tabla 8).

**TABLA 8 - RESUMEN DE RESULTADOS FD1 Y FD2**

**ESPECIFICACIÓN 1: MATRIZ DE VARIANZAS Y COVARIANZAS**

	ICFF	FD1	FI	PA
ICFF	0.000193	0.001272	0.002627	0.000448
FD1	0.001272	0.014280	0.033103	0.008501
FI	0.002627	0.033103	0.098194	0.019843
PA	0.000448	0.008501	0.019843	0.014529
ICFF/FD1	0.089107	29.18%		
FI/FD1	2.318179	48.56%		
PA/FD1	0.595294	11.79%		
R2		<b>89.53%</b>		

**ESPECIFICACIÓN 2: MATRIZ DE VARIANZAS Y COVARIANZAS**

	ICFF	FD2	FI	PA
ICFF	0.000193	0.001372	0.002627	0.000448
PA	0.000448	0.009383	0.019843	0.014529
FI	0.002627	0.035605	0.098194	0.019843
FD2	0.001372	0.016698	0.035605	0.009383
ICFF/FD2	0.082194	29.34%		
PA/FD2	0.561923	13.27%		
FI/FD2	2.132353	46.78%		
R2		<b>89.39%</b>		

Elaboración: Propia.

**4.3 Contraste de cointegración de Johansen - Modelo VEC**

**4.3.1 Test de cointegración**

El hecho de que puedan existir variables macroeconómicas que no son estacionarias pero cuya combinación lineal sí lo es significa que dichas variables se mueven alrededor de una relación de equilibrio de largo plazo que es, por supuesto, estacionaria. En tal caso, se dice que las variables en cuestión están cointegradas, y la combinación lineal estacionaria se denomina ecuación de cointegración. En el presente caso, se tiene que las variables de interés se encuentran contenidas en el vector  $Y_t$ :

$$Y_t = (FD_t, FI_t, ICFF_t, PA_t)' \tag{17}$$

Su equilibrio de largo plazo, o ecuación de cointegración, será:

$$\beta' Y_t = \beta_1 FD_t + \beta_2 FI_t + \beta_3 ICFF_t + \beta_4 PA_t = 0 \tag{18}$$

donde,

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)' \neq 0 \tag{19}$$

es el vector de cointegración. Debido a que las variables del vector  $Y_t$  son integradas de orden 1 es necesario correr un test de cointegración para determinar si existe ese vector  $\beta$  descrito en (19), esto es, si las variables del presente trabajo están cointegradas.

La prueba de cointegración que se llevó a cabo es el Test de Johansen (ver apartado 3.2). Nótese que en (7) aparecen en el lado derecho de la ecuación unos términos que corresponden a rezagos del vector de variables en diferencias.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dichos términos están por fuera de la ecuación de integración, y es necesario proporcionar la información de cuántos de tales rezagos se utilizarán antes de emplear el test. Es así que previa realización de este Test se corrió un modelo VAR (para cada especificación alternativa) de las variables en diferencias. Posteriormente se utilizaron los distintos criterios

de selección de rezagos para determinar cuántos términos del VAR en diferencias se debían incluir en el modelo. El software utilizado (Eviews 7) proporciona los valores de los criterios de razón de verosimilitud (LR), error de predicción final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC), y Hannan-Quinn (HQ). El test se llevó a cabo especificando un máximo posible de 5 rezagos. Mientras que con base en el criterio de Akaike se sugirió 5 rezagos, los criterios LR, FPE, SC y HQ indicaron que se debía incluir 3 rezagos para el VAR en diferencias. Por tanto, 3 es el número de rezagos que se emplearon en el test de cointegración.

Se asumió tendencia lineal en los datos, e intercepto en la ecuación de cointegración. Esto es, se supuso que la ecuación de integración no presenta tendencia, se corrió el Test de Johansen para cada especificación alternativa. Los resultados se muestran en la Tabla 9.

**TABLA 9 - TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN**

<b>Especificación 1</b>				
<b>Número de ecuaciones de cointegración bajo Ho</b>	<b>Test de rango de cointegración no restringido de la Traza</b>			
	<b>Valor propio</b>	<b>Estadístico de la Traza</b>	<b>Valor crítico 0.05</b>	<b>P-valor de MacKinnon-Haug Michelis (1999)</b>
Ninguna	0.901503	97.49066	47.85613	0.0000
A lo más 1	0.476335	27.95868	29.79707	0.0803
A lo más 2	0.247762	8.551606	15.49471	0.4085
A lo más 3	0.000351	0.010546	3.841466	0.9179
<b>Número de ecuaciones de cointegración bajo Ho</b>	<b>Test de rango de cointegración no restringido del Máximo Valor Propio</b>			
	<b>Valor propio</b>	<b>Estadístico de la Traza</b>	<b>Valor crítico 0.05</b>	<b>P-valor de MacKinnon-Haug Michelis (1999)</b>
Ninguna	0.901503	69.53198	27.58434	0.0000
A lo más 1	0.476335	19.40708	21.13162	0.0857
A lo más 2	0.247762	8.541061	14.26460	0.3263
A lo más 3	0.000351	0.010546	3.841466	0.9179
<b>Especificación 2</b>				
<b>Número de ecuaciones de cointegración bajo Ho</b>	<b>Test de rango de cointegración no restringido de la Traza</b>			
	<b>Valor propio</b>	<b>Estadístico de la Traza</b>	<b>Valor crítico 0.05</b>	<b>P-valor de MacKinnon-Haug Michelis (1999)</b>
Ninguna	0.852058	78.50503	47.85613	0.0000
A lo más 1	0.358580	19.26600	29.79707	0.4739
A lo más 2	0.161693	5.499825	15.49471	0.7537
A lo más 3	0.001042	0.032320	3.841466	0.8573
<b>Número de ecuaciones de cointegración bajo Ho</b>	<b>Test de rango de cointegración no restringido del Máximo Valor Propio</b>			
	<b>Valor propio</b>	<b>Estadístico de la Traza</b>	<b>Valor crítico 0.05</b>	<b>P-valor de MacKinnon-Haug Michelis (1999)</b>
Ninguna	0.852058	59.23902	27.58434	0.0000
A lo más 1	0.358580	13.76618	21.13162	0.3845
A lo más 2	0.161693	5.467505	14.26460	0.6820
A lo más 3	0.001042	0.032320	3.841466	0.8573

Elaboración: Propia.

Como se aprecia, el test de la traza rechazó, para ambas especificaciones, con un nivel de significancia del 5% la existencia de cero ecuaciones de cointegración. Al mismo tiempo, no fue posible rechazar las hipótesis nulas que imponen máximo 1, 2 y 3 relaciones de cointegración. Por lo tanto, el test de la traza indicó que existe una ecuación de cointegración para las variables utilizadas en cada una de las especificaciones. Por su parte, el test del máximo valor propio permitió concluir lo mismo.

De acuerdo con el Test de Cointegración de Johansen, el rango de cointegración de las variables analizadas es  $r=1$  bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración, tendencia lineal en los datos y 3 rezagos en los términos VAR en diferencias. Con esta información se procedió a estimar el modelo de Vector de Corrección de Error (VEC).

### 4.3.2 Vector de Corrección de Error (VEC)

La razón principal para estimar un VEC en el presente trabajo es que, de acuerdo con los resultados expuestos en apartados anteriores, se sugiere que existe una relación de largo plazo entre las variables de Profundidad Financiera, Índice Financiero, Flujo del Fondo de Capitalización Individual y Activos Privatizados. Puede pensarse en esto como una ecuación de equilibrio de Desarrollo del Mercado de Capitales en la que intervienen las variables mencionadas.

Así, el hecho de que se haya encontrado anteriormente que dichas variables presentan el mismo orden de integración, y que existe una ecuación de cointegración entre ellas, permite concluir que dicha relación de largo plazo existe, y que es posible estimar un modelo de corrección de error que describa el comportamiento de dichas variables a lo largo del tiempo. Recordando el apartado 3.2.1, se tiene que la forma general de un VEC es la que mostraba la ecuación (8):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Si se aplica dicha representación a las variables en particular que se analizan en el presente trabajo, se tiene el siguiente VEC derivado de la ecuación (9), donde los términos correspondientes al intercepto en la ecuación de cointegración y tendencia en los datos se obvian, dado que su importancia radica en el ajuste del modelo y no tanto en la interpretación analítica:

$$\begin{pmatrix} \Delta FD_t \\ \Delta FI_t \\ \Delta ICFF_t \\ \Delta PA_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} (\beta_1 \quad \beta_2 \quad \beta_3 \quad \beta_4) \begin{pmatrix} FD_{t-1} \\ FI_{t-1} \\ ICFF_{t-1} \\ PA_{t-1} \end{pmatrix} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta FD_{t-1} \\ \Delta FI_{t-1} \\ \Delta ICFF_{t-1} \\ \Delta PA_{t-1} \end{pmatrix} + \Gamma_2 \begin{pmatrix} \Delta FD_{t-2} \\ \Delta FI_{t-2} \\ \Delta ICFF_{t-2} \\ \Delta PA_{t-2} \end{pmatrix} + \Gamma_3 \begin{pmatrix} \Delta FD_{t-3} \\ \Delta FI_{t-3} \\ \Delta ICFF_{t-3} \\ \Delta PA_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix} \quad (20)$$

donde  $\Gamma_t$ , con  $i=1,2,3$  es una matriz  $4 \times 4$ . La expresión (20) resulta muy ilustrativa para explicar de qué consiste el modelo VEC que se estimó para el presente trabajo. Del lado izquierdo, se tiene el vector de variables del sistema en diferencias en el momento  $t$ . Del lado derecho, se encuentra un vector  $\alpha$  de dimensión  $4 \times 1$ , el cual multiplica al vector de cointegración  $\beta'$ , y finalmente al vector de variables en niveles en el período  $t-1$ . El resultado de multiplicar el vector  $\beta'$  por el vector de variables en niveles en el momento  $t-1$  es una combinación lineal de dichas variables que, en el largo plazo, debe ser igual a cero. En otras palabras, la combinación lineal que se obtiene de multiplicar el vector de cointegración por el vector de variables debe ser estacionaria. Sin embargo, esto puede no cumplirse en el corto plazo. En tal caso, ese vector  $\alpha$ , que se denomina *factor loading vector* y cuyos componentes se interpretan como coeficientes de velocidad de ajuste, multiplica ese “desequilibrio” de corto plazo entre las variables del sistema y se lo transmite a cada una de ellas, de tal forma que los cambios en las variables para el siguiente período dependerán de su desequilibrio en el período anterior. Es por este motivo que a todo el término  $\alpha\beta'Y_{t-1}$  se le conoce como “término de corrección de error”; como su nombre lo indica, este término corrige los desequilibrios de corto plazo que puedan existir entre las variables, para que en el largo plazo la combinación lineal dada por el vector de cointegración sea estacionaria. Los demás términos del lado derecho de (20) muestran cómo el comportamiento de cada una de las variables del sistema también se ve afectado por las variaciones en períodos pasados de todas las variables, es decir, corresponden a la parte de VAR en diferencias. Como ya se explicó, anteriormente se utilizaron 3 rezagos correspondientes a dicho VAR en diferencias. Finalmente, se tiene el vector de errores del modelo VEC, cuyo comportamiento se asume ruido blanco, es decir, de media cero y varianza constante.

Se procedió a correr el modelo VEC para las variables ya mencionadas, suponiendo intercepto en la ecuación de cointegración y tendencia en los datos, con rango de cointegración  $r = 1$  de acuerdo con el Test de Johansen, y con 3 rezagos para los términos VAR en diferencias. Es común encontrar en las aplicaciones empíricas de modelos VEC que un gran número de los coeficientes de las matrices  $\Gamma_i$  resultan ser no significativos. Además, el interés de implementar tales modelos recae directamente sobre la parte del vector de cointegración y el vector de velocidades de ajuste. Por tal razón, los coeficientes de las matrices  $\Gamma_i$  no se muestran en la representación matricial del modelo estimado. Los resultados de la estimación del modelo VEC se exhiben en la Tabla 10 (con 34 observaciones incluidas).

Como se aprecia, todos los coeficientes del vector de cointegración fueron significativos al 1%. El vector de cointegración estimado para cada especificación alternativa fue:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}' &= (1.000000 - 0.270107 - 2.503523 - 0.155590)' \\ \hat{\beta}' &= (1.000000 - 0.291541 - 2.804920 - 0.169382)' \end{aligned} \quad (21)$$

TABLA 10 - RESULTADOS DEL MODELO VEC ESTIMADO

VARIABLES DEL SISTEMA ESPECIFICACIÓN 1	(FD1)	(FI)	(ICFF)	(PA)
Componentes del vector de cointegración estimado $\beta$	1	-0.270107 (0.00451) [-59.811]	-2.503523 (0.10893) [-22.9833]	-0.155590 (0.00819) [-19.0069]
Componentes del vector de velocidades de ajuste estimado $\hat{\alpha}$	-1.467449 (0.32432) [-4.52467]	2.760040 (3.37915) [-3.81679]	0.154883 (0.14969) [3.03469]	1.614335 (1.28164) [2.25959]
VARIABLES DEL SISTEMA ESPECIFICACIÓN 2	(FD2)	(FI)	(ICFF)	(PA)
Componentes del vector de cointegración estimado $\beta$	1	-0.291541 (0.00561) [-51.9231]	-2.804920 (0.12888) [-21.7640]	-0.169382 (0.01056) [-16.0334]
Componentes del vector de velocidades de ajuste estimado $\hat{\alpha}$	-1.640989 (0.28164) [-5.82664]	2.613663 (2.86525) [-3.91219]	0.176502 (0.12037) [3.46633]	0.725493 (1.10723) [2.65523]

Elaboración: Propia.

Nótese que dicho vector ha sido normalizado para que el primer coeficiente sea igual a uno. Con el ordenamiento del vector de variables cointegradas dado en (20), se tiene que el equilibrio de largo plazo del sistema puede representarse como (para cada especificación alternativa):

$$\begin{aligned} FD1_t - 0.270107FI_t - 2.503523ICFF_t - 0.155590PA_t &= 0 \\ FD2_t - 0.291541FI_t - 2.804920ICFF_t - 0.169382PA_t &= 0 \end{aligned} \quad (22)$$

La combinación lineal dada por (22) es una serie estacionaria.

Con respecto al vector  $\alpha$  estimado de velocidades de ajuste se aprecia que todos los coeficientes en ambas especificaciones fueron significativos al 5%. De este modo, es posible reescribir el vector  $\alpha$  estimado como:

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= (-1.467449 \quad 2.760040 \quad 0.154883 \quad 1.614335) \\ \hat{\alpha} &= (-1.640989 \quad 2.613663 \quad 0.176502 \quad 0.725493) \end{aligned} \quad (23)$$

De acuerdo con la estimación, la variable que más rápido responde ante desequilibrios de corto plazo es el Índice Financiero (FI), convergiendo más velozmente al equilibrio de largo plazo que el resto de las variables.

Ahora bien, se puede reescribir la ecuación (23) para cada especificación alternativa como:

$$\begin{aligned} FD1_t &= 0.270107FI_t + 2.503523ICFF_t + 0.155590PA_t \\ FD2_t &= 0.291541FI_t + 2.804920ICFF_t + 0.169382PA_t \end{aligned} \quad (24)$$

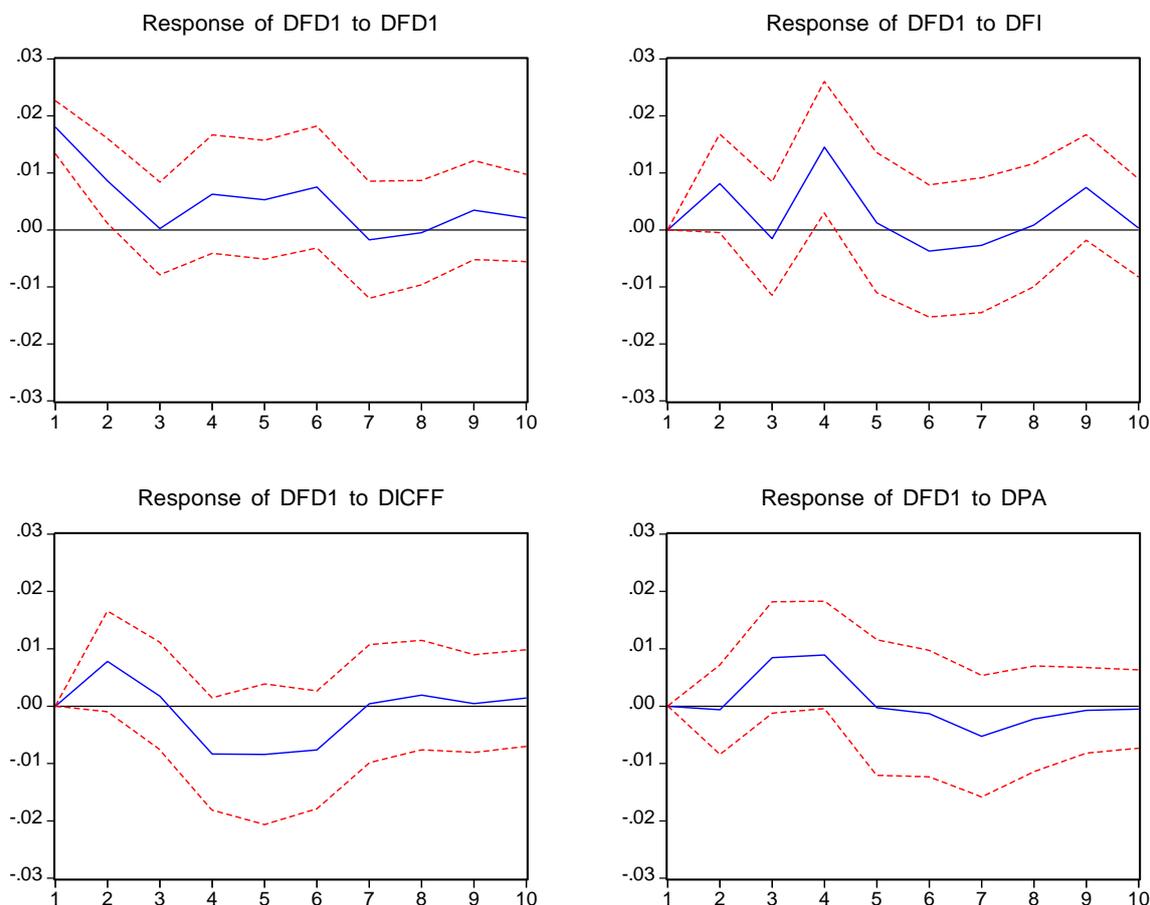
Así, por ejemplo, se tiene que un incremento en la variable ICFF tiene un efecto directo positivo sobre ella Profundidad Financiera. La herramienta más útil para formarse una idea del efecto de una variable del sistema sobre otra es el análisis impulso-respuesta.

### 4.3.3 Impulso Respuesta

Las funciones de impulso respuesta sirven para visualizar de mejor manera las relaciones entre las variables. Tales funciones ilustran el efecto que tiene un shock aleatorio en una de las variables sobre el resto de las variables del sistema.

De los modelos VAR, contruidos para cada conjunto de variables por especificación, derivamos las Funciones Impulso Respuesta de los sistemas respectivos. Dado que el interés del presente trabajo recae sobre la variable de Profundidad Financiera, se presentan los gráficos de respuesta de las variables FD1 y FD2 ante un impulso (shock aleatorio) en las variables FD1 – FD2 respectivamente, FI, ICFF y PA, el horizonte empleado fue de 10 períodos. Esto es, se muestran las respuestas de la variable FD1 y FD2 en un horizonte de 10 años posteriores al shock.

En la Figura 5 se muestra la respuesta de la Profundidad Financiera (FD1) ante shocks en las variables FD1, FI, ICFF y PA.

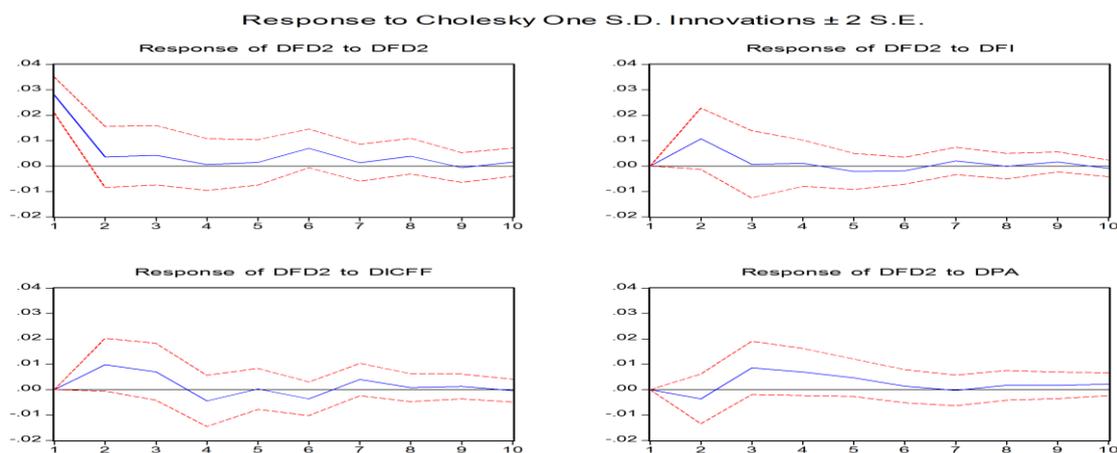


**Figura 5** – Respuesta de FD1 ante innovaciones de FD1, FI, ICFF, PA

Un shock positivo de la Profundidad Financiera (FD1) en el período t de 0.018 puntos porcentuales (pp) (cambio en los errores equivalente al valor de su desviación típica) produce un aumento en la propia variable de 0,0085 pp en el período t+1, de 0,00024 pp en el periodo t+2, 0.0063 pp en t+3, 0.0053 pp en t+4 y 0.0075 en t+5, a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer. Por su parte, un shock positivo del Índice Financiero (FI) en el período t de 0.038 pp sobre la Profundidad Financiera (FD1) produce un aumento de 0,0081 pp en el período t+1, induce un efecto negativo en el periodo t+2 (-0,0015 pp) para pasar a ser positivo en 0.014 pp en t+3 y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer. Un shock positivo de los Activos Privatizados (PA) en el período t de 0.048 pp sobre la Profundidad Financiera (FD1) induce un efecto inicialmente negativo (-0,0006 pp) para pasar a ser posteriormente positivo y a partir del periodo t+4 se amortigua hasta desaparecer.

Ahora bien, el impulso respuesta de mayor interés para el presente trabajo es el de la variable *ICFF* sobre *FD1*. Se observa entonces que un shock positivo del Flujo del Fondo de Capitalización Individual (ICFF) en el período t de 0.0055 pp sobre la Profundidad Financiera (FD1) produce un aumento de 0,0078 pp en el período t+1, de 0.0017 pp en el periodo t+2, induce un efecto negativo en el periodo t+3, t+4, t+5 y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer en el período t+7, es decir, un shock positivo del ICFF aumenta la Profundidad Financiera inmediatamente después del shock inicial y permanece incluso hasta el segundo año posterior a este.

Repetimos el análisis para la segunda especificación de Profundidad Financiera (FD2), cuyas Funciones Impulso Respuesta se ilustran en la Figura 6 que muestra la respuesta de la Profundidad Financiera (FD2) ante shocks en las variables FD2, FI, ICFF y PA. Un shock positivo de la Profundidad Financiera (FD2) en el período  $t$  de 0.028 pp produce un aumento en la propia variable de 0,0036 pp en el período  $t+1$ , de 0,0042 pp en el periodo  $t+2$ , 0.00056 pp en  $t+3$  y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer. Por su parte, un shock positivo del Índice Financiero (FI) en el período  $t$  de 0.13 pp sobre la Profundidad Financiera (FD2) produce un aumento de 0,011 pp en el período  $t+1$ , 0.00068 pp en  $t+2$ , 0.0011 pp en  $t+3$ , y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer. Un shock positivo de los Activos Privatizados (PA) en el período  $t$  de 0.046 pp sobre la Profundidad Financiera (FD2) induce un efecto inicialmente negativo (-0,0036 pp) para pasar a ser posteriormente positivo y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer.



**Figura 6** – Respuesta de FD2 ante innovaciones de FD2, FI, ICFF, PA.

Finalmente, se observa que un shock positivo del Flujo del Fondo de Capitalización Individual (ICFF) en el período  $t$  de 0.0048 pp sobre la Profundidad Financiera (FD2) produce un aumento de 0,01 pp en el período  $t+1$ , de 0.0071 pp en el periodo  $t+2$ , induce un efecto negativo en el periodo  $t+3$  y a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer en el período  $t+7$ , es decir, un shock positivo del ICFF aumenta la Profundidad Financiera inmediatamente después del shock inicial y permanece incluso hasta el segundo año posterior a este.

#### 4.3.4 Descomposición de Varianza

La descomposición de varianza permite tener una idea de la importancia relativa que tienen los choques en las variables del sistema sobre alguna de las mismas, separando la variación en el error de pronóstico de esta última entre los distintos componentes de innovaciones. Así, es posible visualizar la evolución a lo largo del tiempo de la importancia de cada variable del sistema para explicar las variaciones en la Profundidad Financiera. La descomposición de varianza de las variables FD1 y FD2 se muestra en las Figuras 7 y 8 respectivamente.

Para la primera especificación del modelo (FD1), se observa que a lo largo de un horizonte de 10 años la mayor parte de la varianza en la Profundidad Financiera se explica por innovaciones en la misma variable FD1. Ahora bien, las innovaciones en el Índice Financiero (IF) y el Flujo del Fondo de Capitalización Individual (ICFF) resultan ser las que siguen en importancia para explicar el error de pronóstico en la Profundidad Financiera. De hecho, desde el cuarto año se tiene, que los shocks del Índice Financiero y del Flujo del Fondo de Capitalización Individual, juntos, explican entre el 41% y el 47% de error de pronóstico en FD1. Finalmente, los shocks de los Activos Privatizados (PA), son los que menos importancia tienen para explicar la varianza en la Profundidad Financiera, ya que no llegan a explicar más del 15% del error de pronóstico de FD1 en todo el horizonte.

Para la segunda especificación del modelo (FD2), se observa que la mayor parte de la varianza en la Profundidad Financiera, al igual que en la primera especificación, se explica por innovaciones en la misma variable FD2. Las innovaciones en el Índice Financiero (IF) y del Flujo del Fondo de Capitalización Individual (ICFF) siguen en importancia. Desde el cuarto año se tiene, que los shocks del Índice Financiero y del Flujo del Fondo de Capitalización Individual, juntos, explican entre el 36% y el 38% de error de pronóstico en FD2. Finalmente, los shocks de los Activos Privatizados llegan a explicar no más del 19% del error de pronóstico de FD2 en todo el horizonte analizado.

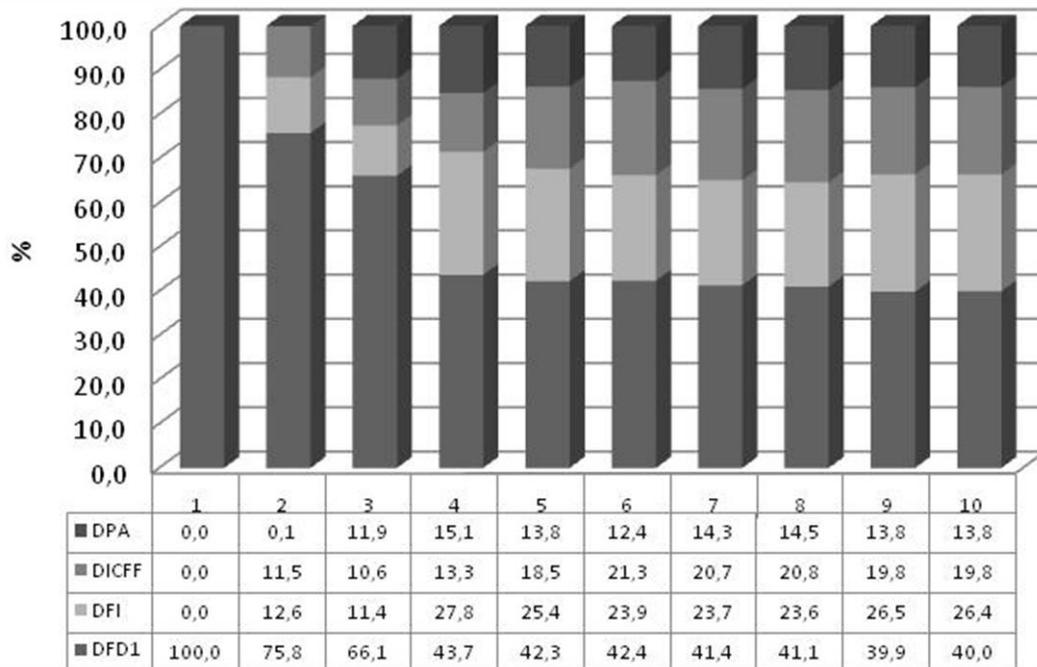


Figura 7 – Descomposición de Varianza de FD1.

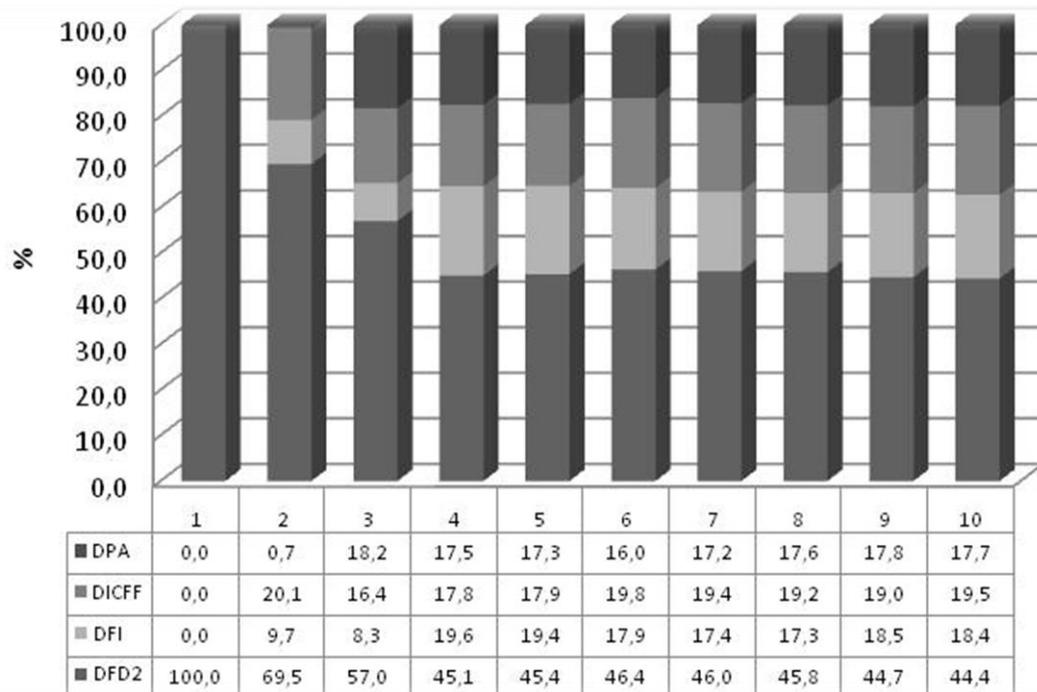


Figura 8 – Descomposición de Varianza de FD2.

## 5. CONCLUSIONES

Este trabajo ha buscado comprender la naturaleza de la relación entre la Profundidad Financiera y el Sistema de Pensiones basados en cuentas de capitalización individual vigente en Bolivia desde el 1 de mayo del año 1997. Para alcanzar este fin se agotó el análisis de las posibles relaciones de cointegración entre las variables de interés a partir del contraste de cointegración de Engle – Granger y Johansen. Se desarrolló y analizó empíricamente un modelo econométrico con dos especificaciones alternativas y se estimó un MCE y un VEC para ligar el comportamiento de corto plazo de las variables con el de largo plazo.

Para ambos contrastes de cointegración y en ambas especificaciones del modelo se evidenció la existencia de una relación estable de largo plazo, y por consiguiente causalidad, entre el Sistema de Pensiones basado en cuentas de capitalización individual y la Profundidad Financiera en Bolivia (causalidad unidireccional de ICFF a FD).

Los resultados del contraste de cointegración de Engle y Granger ha permitido cuantificar el efecto del Sistema de Pensiones sobre la Profundidad Financiera, donde destaca la existencia de un mayor impacto de la variable ICFF sobre FD cuando se considera la participación del sector público debido a la magnitud de volúmenes transados de Títulos Públicos que están ahora en poder de las Gestoras de Seguridad Pública (antes AFP's), pero igual de interesante es el impacto que tienen ICFF sobre FD que no considera al sector público, 31.33% y 29.65%, respectivamente. Estos resultados dan cuenta del gran potencial que tiene el Sistema de Pensiones para generar mayor Crecimiento Económico a través de su importante contribución a la profundización financiera, en especial en países en vías de desarrollo.

A partir del contraste de cointegración de Johansen y concentrándonos en la descomposición de la varianza de FD, podemos concluir que en promedio el 20% de la varianza en la Profundidad Financiera se explica por innovaciones en el Flujo del Fondo de Capitalización Individual (ICFF). Es decir, se demuestra la existencia de un importante efecto del Sistema de Pensiones basados en cuentas de capitalización individual sobre el Desarrollo Financiero, evidenciado mediante el enfoque de cointegración de Engle y Granger y reforzado por los resultados obtenidos mediante el contraste de cointegración de Johansen.

Se concluye finalmente que las políticas gubernamentales diseñadas para fortalecer del Sistema de Pensiones deben ser persistentes y sostenibles con el fin de promover, paralelamente al desarrollo social e inclusivo, Desarrollo de los Mercados de Capitales.

## 6. REFERENCIAS

- [1] Autoridad de Supervisión al Sistema Financiero (ASFI). “Entidades Calificadoras de Riesgo.” Internet: [http://74.125.47.132/searchq=cache:IKMd4ixcDCoJ:vs.asfi.gov.bo/reportes\\_asp/rmi/tarjeta.asp](http://74.125.47.132/searchq=cache:IKMd4ixcDCoJ:vs.asfi.gov.bo/reportes_asp/rmi/tarjeta.asp). [Ene.31, 2014].
- [2] Autoridad de Fiscalización y Control Social de Pensiones. “Series estadísticas.” Internet: <http://www.ap.gob.bo/Estadisticas+y+Publicaciones/Estadisticas> [Ene. 31, 2014].
- [3] M. Castillo and F. Rojas. “Efecto del Sistema Privado de Pensiones sobre el Mercado de Capitales en Perú.” *Consortio de Investigación Económica y Social (CIES)*. Ed. Lima, Perú: Banco Central de Reserva del Perú, 2007.
- [4] R. Chumacero and S. Berstein. “Cuantificación de los costos de los límites de inversión para los fondos de pensiones chilenos”. Serie Documentos de Trabajo de la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones Huérfanos, vol. 1273, no. 3, Santiago, Chile, 2005.
- [5] V. Corbo and K. Schmidt. “Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile,” in *Resultados y desafíos de las reformas a las pensiones*, Ed. FIAP, pp. 259-351, 2003.
- [6] R. Acuna. “Contribución del Sistema Privado de Pensiones al Desarrollo Económico de Latinoamérica,” in *Experiencias de Colombia, México, Chile y Perú*. Ed. Chile: SURA Asset Management, 2013.
- [7] W. Greene. *Econometric Analysis*, 5ta. ed., Ed. Estados Unidos: Prentice Hall, 2003.
- [8] C. W. J. Granger. “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” in *Econometría*, vol. 37, pp. 424-438, 1969.
- [9] C.W.J. Granger and P. Newbold. “Spurious Regressions in Econometrics.” *Journal of Econometrics*, vol. 2, pp. 111-120, 1974.
- [10] M. Guisán. “Causalidad y Cointegración en Modelos Económicos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los tests de cointegración.” *Econometrics Working Paper Series Economic Development*, Faculty of Economics, University of Santiago de Compostela, 2002.
- [11] D. Gujarati. *Econometría Básica*, 4ta. ed. Ed. España: McGRAW-HILL/Interamericana, 2003.
- [12] G. Impavido and A. Musalem. “Contractual Savings or Stock Market Development: Which Leads?” *Journal of Applied Social Science Studies*, vol. 120, pp. 445-87, 2000.
- [13] S. Bonilla. “Estructura económica y desempleo en Colombia: un análisis VEC.” *Revista Sociedad y Economía*, Universidad del Valle Colombia, pp. 99-124, 2011.
- [14] Ley 1732. Ley de Pensiones. Gaceta Oficial. La Paz-Bolivia, 1996.
- [15] Ley No 065. Ley de Pensiones. Gaceta Oficial. La Paz-Bolivia, 2010.
- [16] H. Mata. “Nociones elementales de cointegración enfoque de Engel – Granger.” Facultad de Ciencias Económicas Universidad de los Andes (ULA), Mérida – Venezuela, 2003.
- [17] A. Morales. “Profundización Financiera y Crecimiento Económico En Bolivia.” Instituto de Investigaciones Socio Económicas, Working Paper 05, La Paz-Bolivia: Castilla, 2007.
- [18] S. Morley and E. Lora. “*Structural Reforms in Latin America: What Has Been Reformed and How to Measure it.*” Interamerican Development Bank, Working Paper 466, 2009.
- [19] Viceministerio de Pensiones y Servicios Financieros. “Reportes de activos privatizados y series estadísticas de pensiones y bolsa de valores.” Datos otorgados en el mes de Noviembre 2012.

- [20] E. Walker and F. Lefort. "Pension reform and capital markets: are there any (hard) links?." The World Bank Social Protection Discussion, Working Paper 0201, 2002.
- [21] A. Novales. "Modelos vectoriales autoregresivos (VAR)." Universidad Complutense, 2013.
- [22] L. Jimenez. "Evaluación de las reformas de los Sistemas de Pensiones: cuatro aspectos críticos y sugerencias de políticas." CEPAL, Naciones Unidas, Unidad de Estudios Especiales. Santiago de Chile, 2003.
- [23] N. Levy. "El efecto de los fondos de pensiones en el mercado financiero mexicano." Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales, Buenos Aires, Argentina, 2006.