

## CONTRIBUCIÓN DEL SISTEMA DE PENSIONES PRIVADO DE CAPITALIZACIÓN INDIVIDUAL AL DESARROLLO DEL MERCADO DE CAPITALES EN BOLIVIA 1997– 2009

**Pamela Córdova Olivera**

*Centro de Investigaciones Económicas y Empresariales – CIEE*

*Universidad Privada Boliviana*

pcordova@upb.edu

### RESUMEN

El establecimiento del Sistema de Pensiones de Capitalización Individual en Bolivia aprobado en el año 1996, constituye el reemplazo de un sistema tradicional de reparto colectivo, de contribuciones comunes y administradas por el Estado, por un sistema de capitalización individual, de contribuciones definidas y administradas por el sector privado. A más de una década de su establecimiento, es posible realizar una estimación más completa y precisa de sus resultados e impactos. Este estudio presenta una evaluación cualitativa y cuantitativa del impacto de los Fondos de Pensiones de Capitalización Individual sobre el desarrollo del Mercado de Capitales en Bolivia en lo que respecta a su regulación, composición, tamaño y profundidad financiera considerando alternativamente la participación del sector privado y público. Como base de demostración empírica, se plantea un modelo econométrico basado en el análisis de series de tiempo cointegradas que hacen hincapié en los factores financieros concentrados en una variable de profundidad financiera, cuyo resultado confirma el importante aporte del Sistema de Pensiones Privado a la mejora en la calidad de regulación, tamaño, transparencia y crecimiento del mercado financiero en Bolivia.

**Palabras Clave:** Sistema de Pensiones, Fondo de Capitalización Individual, Mercado de Capitales, Profundidad Financiera, Series de Tiempo Cointegradas.

### 1. INTRODUCCIÓN

La política de Seguridad Social es uno de los temas centrales de las políticas públicas en Bolivia, sostenida en una serie de derechos humanos, derechos laborales adquiridos y principios de solidaridad, equidad, integralidad y universalidad, cuya vulnerabilidad concluyen en una serie de conflictos sociales, económicos y políticos.

Los desequilibrios macroeconómicos que sufrió Bolivia desde finales de la década de los 70's y principios de los 80's, condujeron a un proceso de revisión y transformación muy profunda de los lineamientos de Política Económica [9], que a partir agosto del año 1985, pone en práctica el programa de estabilización y ajuste estructural mediante el Decreto Supremo N° 21060, instaurándose la Nueva Política Económica en la que se implementaron una serie de Reformas Estructurales. Es el 29 de noviembre de 1996, con la promulgación de la Ley de Pensiones N° 1732 [14], que se consolida en Bolivia una reforma al Sistema de Pensiones, componente importante del Sistema de Seguridad Social Obligatorio de largo plazo (SSO), se deja sin vigencia el sistema público basado en beneficios definidos, financiado mediante el mecanismo de reparto, administrado por el Estado y obligatorio para empleados en relación de dependencia, y se lo sustituye por un sistema de capitalización individual privado de contribuciones definidas, gestionado por Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (AFP's), financiado mediante la capitalización en cuentas individuales (Fondo de Capitalización Individual) y obligatorio para los trabajadores en relación de dependencia, reguladas y supervisadas por el Estado a través, inicialmente, de la Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros y, posteriormente, por la Autoridad de Fiscalización y control social de Pensiones (AP).

La naturaleza del funcionamiento del Sistema de Pensiones Privado genera una creciente demanda de instrumentos financieros, de mecanismos de regulación y promueve un mayor tamaño del Mercado de Capitales, esto debido principalmente a que los Fondos de Capitalización Individual (FCI) incrementan el ahorro interno (forzoso) y es necesario movilizarlos a través de los Mercados de Capitales [8].

Los Mercados de Capitales se desarrollan en escenarios y estructuras institucionales particulares. Estas características crean requerimientos específicos en el procesamiento de las transacciones realizadas. Muchos

estudios de desarrollo financiero en América Latina reconocen la necesidad y la importancia del desarrollo de los Mercados de Capitales para el crecimiento económico y su escaso desarrollo puede ser un obstáculo para la inversión [13].

Entre los escasos y más completos trabajos empíricos en Latinoamérica que buscan cuantificar la contribución del Sistema de Capitalización Individual de pensiones al desarrollo de los Mercados de Capitales, está el de Impavido & Musalem [12], que utilizan un modelo simple de portafolio con tres activos para medir el efecto en varios países, de Walter & Lefort [21], que utilizan el análisis de series de tiempo para estimar el efecto en Chile, y de Corbo y Schmidt [8], que analizan los efectos macroeconómicos de la reforma del sistema de pensiones en Chile.

Para el caso boliviano, son pocos los estudios que analizan aspectos del sistema de capitalización individual de pensiones y sus impactos macroeconómicos. El objetivo de este estudio es realizar una evaluación de la contribución del Sistema de Capitalización Individual al desarrollo del mercado de capitales, un pilar de desarrollo económico en Bolivia, en el periodo comprendido entre 1997 al 2009, con respecto a su estructura, tamaño, regulación-eficiencia y profundidad financiera. Para un mejor entendimiento de este proceso, se explora esta temática a partir de modelos econométricos de series temporales cointegradas.

## 2. SISTEMA DE PENSIONES Y MERCADO DE CAPITALES EN AMÉRICA LATINA

a) **Sistema de Pensiones:** Los países en América Latina iniciaron procesos de reformas a sus Sistemas de Pensiones a partir de 1981, y se caracterizan por la sustitución, total o parcial, de sus sistemas administrados por el Estado, denominados como de “reparto” y sustentados en la existencia de compromisos intergeneracionales, por sistemas de administración privada denominados como de “capitalización individual”, donde no existe ningún compromiso intergeneracional. Según Aires [1], Chile fue el primer país en reformar su sistema de pensiones en 1981 y, el proceso seguido por este país, se ha convertido en el modelo que adoptaron parcialmente países como Perú (1993), Colombia (1994), Argentina (1994), Uruguay (1996), México (1997), Bolivia (1996) y El Salvador (1998). En la mayoría de estos casos, coexisten, al menos temporalmente, un sistema de beneficios definidos, administrado por el sector público, y un sistema de capitalización individual, donde predomina la administración privada.

En el caso boliviano, uno de los factores que fue determinante para implementar un sistema de pensiones privado fue el constatar que, de no implementarse el mismo, el sistema de reparto era inviable desde el punto de vista financiero, y que el déficit del sistema tendía a incrementarse en forma irreversible y creciente [9].

b) **Mercado de Capitales:** Los mercados de capitales más desarrollados en América Latina según Anido [2], son el de Brasil, Argentina, Chile, Venezuela y Colombia. El mercado de capitales boliviano es de reciente creación, es un mercado emergente y poco desarrollado, tuvo su inicio con la constitución de la Bolsa Boliviana de Valores S.A. el 19 de abril de 1979, y comenzó sus actividades en el año 1989, cumpliendo para el año 2010 veintiún años de funcionamiento [5]. Se puede afirmar que su desarrollo es bastante reducido en comparación con los principales mercados en América Latina.

El año 1998, se promulgó la Ley del Mercado de Valores [15] y se creó la Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros (SPVS), a fin de fomentar el desarrollo del mercado de capitales y monetario y lograr mejores niveles de seguimiento y supervisión a las actividades privatizadas, generadas a partir del establecimiento del sistema privado de pensiones (en mayo del 2008 se deja sin efecto a la SVPS y en su lugar se establecen Autoridades de Control Social).

## 3. EVALUACIÓN DEL IMPACTO DEL SISTEMA DE CAPITALIZACIÓN INDIVIDUAL

### 3.1 Análisis Cualitativo

En esta sección, se realiza una descripción de los principales efectos del Sistema de Pensiones Privado sobre el Mercado de Capitales en Bolivia, con especial énfasis en la contribución a la calidad de la regulación (marco legal

y jurídico de acción), la mejora de los gobiernos corporativos, la transparencia, innovación, estructura y el tamaño del mercado de capitales.

### 3.1.1 Regulación del Mercado de Capitales

Como lo señalan Corbo y Schmidt [8], la acumulación de una gran cantidad de riqueza invertible por parte de los fondos de pensiones, induce al desarrollo de instrumentos financieros en los cuales los fondos de pensiones pueden invertir y las instituciones encargadas de emitir estos instrumentos financieros tienen que dar a conocer la información requerida. Es decir, la calidad de regulación en el sistema financiero debe mejorar de manera permanente buscando establecer mecanismos adecuados para garantizar la transparencia de las prácticas del mercado financiero y la administración de los fondos de pensiones.

El crecimiento de los fondos de pensiones en Bolivia y las reformas institucionales al mercado de capitales, han sucedido de manera sincrónica, estableciendo una estrecha relación de consecuencia entre ambos. Un aspecto llamativo de la experiencia boliviana, es la continuidad del proceso de cambios legales durante el periodo 1997 – 2001 en el marco regulatorio del Mercado de Capitales. Este fenómeno puede interpretarse como evidencia de una relación entre la acumulación de los fondos de pensiones y la transformación institucional del mercado de capitales. Como evidencia de este hecho, se describe la mejora de los gobiernos corporativos y la transparencia.

#### a) Gobiernos Corporativos

Se ha logrado una evidente mejora en los gobiernos corporativos, siendo que las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP's) participan en la elección de candidatos independientes para ser miembros de directorios donde los fondos de pensiones son invertidos. Este hecho reduce los costos de monitoreo como resultado de una mejor calidad de información y mejora en la protección a los acreedores. Además, la Ley 1732 [14], establece que las AFP's no pueden tener vinculación patrimonial o de administración con la entidad de custodia de títulos valores<sup>1</sup> para los recursos de los fondos bajo su administración, sea directa o por intermedio de terceras personas. Las entidades aseguradoras, calificadoras de riesgo o agentes de bolsa nacionales, no pueden estar vinculados patrimonialmente a ninguna de las AFP's, sea de forma directa o mediante terceros, el incumplimiento a esta exigencia deshabilita a cualquiera de estas entidades de prestar servicios a favor de las APF's.

#### b) Transparencia

La Superintendencia de Valores Pensiones y Seguros fue la autoridad de regulación del Mercado de Capitales y del Sistema de Pensiones hasta mayo 2008, mes en el que el Estado promulga el Decreto Supremo N° 0071, que deja sin efecto a las Superintendencias y, en su lugar, establece Autoridades de Fiscalización y Control Social; para el caso del Sistema de Pensiones, se crea la Autoridad de Fiscalización y Control Social de Pensiones [4], y para la regulación del Mercado Financiero, se crea la Autoridad de Supervisión al Sistema Financiero (ASFI) [20].

Un hecho insólito al que se enfrentaron las AFP's en Bolivia (Previsión y Futuro) se dio en el año 1997, cuando éstas tuvieron que calificar el riesgo de los títulos valores y emisores en los que pretendían invertir el dinero del Fondo de Capitalización Individual (FCI), de acuerdo a parámetros establecidos en las disposiciones transitorias de la Ley 1732. Con relación a este punto, la Ley 1732 en su Art. 42, establece que la calificación de títulos valores y emisores, según niveles y categorías de riesgo de las inversiones efectuadas con recursos de los fondos de pensiones, debe ser realizada por calificadoras privadas de riesgo constituidas y autorizadas de acuerdo a la norma correspondiente del mercado de valores. Sin embargo, recién en el año 1998 se promulga la Ley N° 1834 del Mercado de Valores [15], que contempla el mercado de valores bursátil y extrabursátil, norma la oferta pública y la intermediación de valores e incorpora a las entidades calificadoras de riesgo, las cuales se constituyen como sociedades anónimas de objeto exclusivo, con la finalidad de

<sup>1</sup> Sociedad anónima de objeto exclusivo autorizada por la Autoridad de Fiscalización y control social de Pensiones e inscrita en el Registro del Mercado de Valores (RMV), encargada de la custodia, registro y administración de valores representados mediante anotaciones en cuenta así como de la guarda y custodia de los valores físicos depositados solo para este fin, además de la liquidación y compensación de las operaciones realizadas con los valores objeto de depósito, conforme a lo previsto por la Ley del Mercado de Valores correspondiente.

calificar los valores por el nivel de sus riesgos en el mercado de valores de oferta pública en base a la clasificación del riesgo establecido mediante reglamento de Calificadoras de Riesgo, emitida según Resolución Administrativa del 5 de agosto del año 2002 [19], en la que se establece las normas y procedimientos que regulan la calificación de riesgo y el funcionamiento de estas entidades en el mercado de valores boliviano.

En la actualidad se encuentran inscritas en el Registro del Mercado de Valores (RMV) las siguientes Calificadoras de Riesgo [7]:

- Pacific Credit Rating S.A., desde marzo del año 2001. Es la primera calificadora de riesgos boliviana.
- Fitch Ratings Limited, se encuentra registrada en Bolivia desde febrero de 2001. Fue constituida en Londres Inglaterra en 1977.
- Moody's Latín América Calificadora de Riesgo S.A., opera en Bolivia desde julio del 2002. Fue constituida en Buenos Aires – Argentina en noviembre de 1992 y es una de las calificadoras de riesgo más reconocidas a nivel mundial.

### **3.1.2 Composición del Mercado de Capitales**

El crecimiento del FCI demanda permanentemente la innovación en instrumentos financieros en la Bolsa de Valores Boliviana, con el fin de diversificar el riesgo en la cartera de inversiones. En año 1989, los activos que se transaban en bolsa de valores estaban conformados por Certificados de Depósitos emitidos por el BCB. En 1997, se transaban en bolsa Letras del Tesoro General de la Nación, DPF Bancarios, Bonos Bancarios Bursátiles, Bonos Convertibles en Acciones, Bonos a Corto Plazo, Bonos a Largo Plazo, Bonos del Tesoro General de la Nación, Pagares Bursátiles y Acciones [7]. En el 2009, se transan Letras del Tesoro General de la Nación, DPF Bancarios, Bonos Bancarios Bursátiles, Bonos a Corto Plazo, Bonos a Largo Plazo, Bonos del Tesoro General de la Nación, Bonos Municipales, Cupones de Bonos, Pagares Bursátiles y Valores de Titularización, además de Acciones y Cuotas de Participación. Los nuevos instrumentos financieros que se transan en bolsa al 2009 (comparado con 1997), son los Valores de Titularización, Cuotas de Participación y Bonos Municipales.

En el 1997, la cartera de inversión del FCI estaba compuesta de la siguiente manera: Títulos Públicos, DPF Bancarios y Pagares Bursátiles. La cartera de inversión del FCI para el año 2009, está compuesta por: Títulos Públicos, Bonos a Largo Plazo y Corto Plazo, Bonos Municipales, Valores de Titularización, Pagares Bursátiles, Acciones y Cuotas de Fondos Cerrados [6].

Las AFP's adquieren anualmente en promedio el 30% del total de las emisiones de Títulos Públicos (Letras del Tesoro y Bonos de Tesoro General de la Nación), el 17% de las emisiones de Bonos a Largo Plazo (privadas), 7% de los DPF Bancarios y no Bancarios, 48% de los Valores de Titularización.

### **3.1.3 Tamaño del Mercado de Capitales**

Uno de los fenómenos más llamativos, en el mercado de capitales y el sistema de pensiones, es el crecimiento de los volúmenes de transacción en bolsa debido a la creciente demanda de activos financieros del FCI, valor de la cartera de inversión del FCI y el aumento en la oferta de fondos de largo plazo del sector privado y público.

Los Fondos de Pensiones han crecido desde 1998 al 2009 en 689.66%, la demanda de activos financieros por parte del FCI, en promedio anual ascienden a 3% del PIB (recaudaciones anuales del FCI); es decir que, un promedio de 20% aproximadamente del total de volúmenes transados en bolsa de valores son adquiridos por la AFP's anualmente por demanda del FCI.

Los volúmenes anuales de transacción en bolsa ascienden en promedio a un 20% del PIB, es decir que, las recaudaciones anuales del FCI, que se traducen en demanda de activos financieros, significa el 20% aproximadamente del total de transacciones en bolsa.

Las transacciones en la Bolsa Boliviana de Valores, según tipo de instrumento y en Ruedo, han aumentado de 29 millones de dólares en 1989 a 3,095 millones de dólares en el 2009, es decir, que se transan 105 veces más los volúmenes de 1989 y 2.4 veces más los volúmenes de 1996 (232% más).

Por otro lado, el desarrollo de la industria seguros pensionales en Bolivia, inducido por el sistema de pensiones privado, llevó desde los comienzos a los fondos de pensiones y las compañías de seguros de vida a invertir en acciones y activos de renta fija corporativos (privados) y públicos.

### 3.2 Análisis Cuantitativo Profundidad Financiera (FIR)

El objetivo de esta sección es cuantificar la contribución del Sistema de Capitalización Individual Privado a la Profundidad Financiera en Bolivia. Para este fin, se establecen estimaciones econométricas fundadas en series de tiempo cointegradas, concentradas en una variable de Profundidad Financiera, para las cuales se utilizó la metodología propuesta por Engle – Granger<sup>2</sup> [16]. Sin embargo, también se presenta, como evidencia de la existencia de cointegración, el test propuesto por Johansen<sup>3</sup>[10].

La Profundidad Financiera es una variable que mide el grado de desarrollo de los mercados financieros, es una variable de resultado y comúnmente se la calcula utilizando como base el valor del agregado monetario de la economía más amplio. A mayor Profundidad Financiera, mayor será el grado de desarrollo del mercado financiero y, por ende, su aporte será significativo al crecimiento económico. Está demostrado que un mayor grado de desarrollo de los mercados financieros está asociado a mayor crecimiento económico, esto debido a que la economía funciona esencialmente a través de mercados [17].

Considerando las semejanzas en cuanto a los procesos de reformas estructurales y en especial del Sistema de Pensiones entre Bolivia y Chile, se postula que el diseño econométrico de relación entre el Mercado de Capitales y el Sistema de Pensiones propuesto por Corbo y Schmidt [8], es aplicable al caso boliviano, ya que, como se describirá a continuación, rescata las principales variables financieras, estructurales y del sistema de pensiones, que son cuantificables para lograr establecer el grado de Profundidad Financiera en Bolivia que es consecuencia del Sistema de Pensiones de Capitalización Individual.

#### 3.2.1 Planteamiento y especificación del Modelo de Demostración.

El modelo propuesto considera las variables que han tenido efectos sobre el desarrollo financiero del mercado de capitales en Bolivia y que pueden ser cuantificadas con las bases de datos oficiales con las que cuenta el país. Para medir la Profundidad Financiera, la literatura existente aconseja utilizar la razón entre el agregado de activos (agregado monetario) más amplio en la economía y el PIB, que para el caso boliviano es el agregado monetario M4' que incluye los títulos públicos, y alternativamente el agregado M3' que excluye a los 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 profundidad financiera como M4'-Mh o alternativamente M3'-Mh. Dado que los depósitos a la vista representan prácticamente la misma liquidez que los billetes y monedas también se resta a M4' (que incluye títulos públicos) y a M3' (que excluye a los títulos públicos), es decir, para el análisis de Profundidad Financiera de Bolivia, debe utilizarse el agregado M4'-M1' o, alternativamente, M3'-M1', donde M1' = Mh + Depósitos a la Vista.

Los agregados monetarios M4'-M1' y M3'-M1', crecieron en términos reales en 344% y 316%, respectivamente, en proporción al PIB (1980-2009) en los últimos 30 años.

Para la estimación del impacto del Sistema de Pensiones de Capitalización Individual sobre la Profundidad Financiera, se construyeron dos medidas alternativas para la Profundidad Financiera (PF), para ejercicios de sensibilidad de los resultados: la primera incluye la diferencia entre M3'-M1', que se denomina PF1 (excluye a

<sup>2</sup> Engle – Granger (1987), 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 estacionalidad de los residuos de la regresión para determinar la existencia de cointegración de las series.

<sup>3</sup> 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 (requiere muestras grandes). Prueba la existencia de múltiples vectores de cointegración entre las variables, mediante la prueba de la Traza.

los activos altamente líquidos y a los títulos públicos) y, la segunda  $M4' - M1'$ , denominada PF2 (excluye a los activos altamente líquidos e incluye a los títulos públicos). Las series deflactadas a precios de 1991 de estas variables alternativas de la PF se expresan en proporción al PIB.

El modelo econométrico que se presentara, relaciona el desarrollo financiero (PF) en sus definiciones alternativas presentadas anteriormente (PF1 y PF2), en función de una variable que captura la importancia de los fondos de pensiones del nuevo sistema de pensiones creado por la reforma de 1996<sup>4</sup> (Ley 1732 del 29 de Noviembre de 1996), explicado por tres grupos de variables: variables de reformas estructurales, particularmente el índice financiero, variables simples de portafolio y variables que capturan posibles efectos cíclicos de los mercados de capitales.

La variable que captura la reforma de las pensiones es el flujo de ahorro del sistema de pensiones anual del Fondo de Capitalización Individual en proporción del PIB (AP), que se calculó utilizando la información facilitada por el Viceministerio de Pensiones y Servicios Financieros [20] en el mes de octubre de 2009 (VPSF), estadísticas de la Autoridad de Fiscalización y Control Social de Pensiones [4], y estadísticas AFP's (Futuro y Previsión).

Las variables pertenecientes al grupo de reformas estructurales son: El Índice Financiero (IF) que está construido en base a la serie reportada por Morley y Lora [18], que construyeron un índice de políticas estructurales con frecuencia anual para el periodo 1980-2001 para la mayoría de los países de América Latina, en base a éste se extiende la serie para el caso boliviano hasta el 2009<sup>5</sup>; el Índice de Reformas Estructurales (IRE), que no considera el valor del Índice Financiero y que fue construido en base a las series reportadas en Morley y Lora [18] y extendido hasta el año 2009<sup>6</sup>.

Se incorporo al análisis una variable Dummy (DINF10) para niveles críticos de inflación, que toma el valor de 1 cuando la inflación es menor al 10% y 0 cuando es mayor del 10%, con el fin de determinar el contexto de desarrollo del mercado de capitales (en etapas de estabilidad e inestabilidad económica).

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 (APRIV), es decir, el valor de los activos que fueron privatizados en Bolivia durante la etapa de reformas estructurales iniciadas en 1985: Lloyd Aéreo Boliviano (LAB), Empresa Nacional de Electricidad (ENDE), Empresa Nacional de Ferrocarriles (ENFE), Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos (YPFB) y la Empresa Nacional de Telecomunicaciones (ENTEL) y que, dada la naturaleza de este proceso, influyó sobre el valor de los agregados monetarios en Bolivia y en especial sobre  $M3'$  y  $M4'$ .

Las variables relacionadas a los modelos simples de portafolio son: los retornos de los bonos (BR), del dinero (DR) y retorno de los activos externos (ER). Se incluyó también una medida de desviación del tipo de cambio real respecto a su tendencia (DTCR) para capturar los desequilibrios financieros que podrían ser causados por el deslizamiento cambiario.

El modelo queda especificado de la siguiente manera:

$$PF = \beta_0 + \beta_1 AP + \beta_2 DTCR + \beta_3 D_{inf < 10} + \beta_4 APRIV + \beta_5 IF + \beta_6 IRE + \beta_7 BR + \beta_8 DR + \beta_9 ER + \varepsilon_t \quad (1)$$

<sup>4</sup> Se utiliza una variable independiente que captura el tamaño total de los fondos de pensiones y no solo de los activos que son invertidos en instrumentos financieros.

<sup>5</sup> Para extender la serie hasta el año 2009, se utilizó la serie reportada por Lora [18], ajustada a la información sobre encajes, restricciones de crédito y tasas de interés reportadas por el Banco Central de Bolivia (BCB), Informes de la ASFI [3] y el INE.

<sup>6</sup> El índice refleja la evolución de 4 áreas de reforma: i) Política Comercial, ii) Política Tributaria, iii) Privatizaciones y iv) Legislación Laboral. Refleja el grado de eficiencia e impacto de las políticas económicas en estas cuatro áreas, en un rango que va de 0 a 1 para cada variable de política. Pretende medir el grado de aplicación de las políticas, bajo el presupuesto de que el objetivo primordial de las reformas estructurales en materia económica ha sido la búsqueda de una mayor eficiencia en la asignación de los recursos productivos, mediante la eliminación o reducción de las distorsiones originadas en políticas que limitan el funcionamiento de los mercados o que imponen costos a las transacciones productivas.

### 3.2.2 Resultados del modelo de demostración de Profundidad Financiera

Para la estimación de los parámetros, se establecieron una serie de especificaciones alternativas a la ecuación original (1) para probar la robustez de los resultados y encontrar un valor para el parámetro que relaciona el Sistema de Capitalización Individual con el desarrollo financiero en Bolivia. A continuación, se presenta la estimación con las variables, que en las pruebas realizadas, fueron significativas tanto de manera individual como en conjunto.

Se estimó:

$$PF = \beta_0 + \beta_1 AP + \beta_2 APRIV + \beta_3 IF + \varepsilon_t \quad (2)$$

Las series utilizadas para el modelo de profundidad financiera PF1 y alternativamente PF2, AP, IF y APRIV, son no estacionarias por cuanto comparten tendencias de comportamiento. Esto fue comprobado mediante pruebas de raíz unitaria. En la Tabla 1 se presenta el cuadro resumen de estos resultados.

**Tabla 1 - PRUEBA Dickey-Fuller (ADF)**

SERIES O VARIABLES	ESTADÍSTICO ADF	ESTADÍSTICO DURBIN-WATSON (DW)	ORDEN DE INTEGRACIÓN
EN LEVEL			
PF1	-0.989515	1.409618	I(1)
PF2	-0.950180	1.628940	I(1)
IF	-1.410396	2.297403	I(1)
AP	-0.422461	1.962393	I(1)
APRIV	-1.754755	2.001465	I(1)
EN PRIMERAS DIFERENCIAS			
DPF1	-3.778603	1.923790	I(0)
DPF2	-4.266369	2.017281	I(0)
DIF	-5.979267	1.905029	I(0)
DAP	-3.717272	1.973508	I(0)
DAPRIV	-3.230492	1.910123	I(0)

Elaboración: Propia

Se puede establecer, según los resultados reportados en la Tabla 1, que las variables analizadas son todas no estacionarias de orden I(1), es decir, son estacionarias en primeras diferencias. Dado que las series PF1, PF2, AP, IF APRIV, resultaron ser integradas de orden I(1), se estiman los parámetros del modelos econométrico de profundidad financiera a largo plazo propuesto para PF1 (sin sector público) y alternativamente PF2 (con sector público).

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, obteniendo los siguientes resultados:

- La relación de profundidad financiera expresada en la ecuación (2) a largo plazo queda establecida de la siguiente manera:

$$PF1 = 0.064876 + 3.224829AP + 0.162919APRIV + 0.224849IF \quad (3)$$

- Alternativamente:

$$PF2 = 0.065466 + 3.506489AP + 0.206732APRIV + 0.231008IF \quad (4)$$

Se observa que  $R^2$  ajustada es alta, lo que podría deberse a la existencia de correlación espúrea. Considerando los resultados de la regresión expuestos para el modelo PF1 y PF2, se realizaron las pruebas de cointegración con el fin de establecer una posible relación de largo plazo entre las variables el modelo.

**Tabla 2 - RESULTADOS DE LA REGRESIÓN**

<b>RESULTADOS REGRESIÓN PF1</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.064876	0.011478	5.652081	0.0000
AP	3.224829	0.627065	5.142738	0.0000
IF	0.224849	0.027041	8.315116	0.0000
APRIV	0.162919	0.057077	2.854349	0.0084
R-squared	0.936279	F-statistic		127.3428
Adjusted R-squared	0.928927	Durbin-Watson stat		1.420502
<b>RESULTADOS REGRESIÓN PF2</b>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.065466	0.011977	5.466141	0.0000
AP	3.506489	0.654289	5.359238	0.0000
IF	0.231008	0.028215	8.187418	0.0000
APRIV	0.206732	0.059555	3.471251	0.0018
R-squared	0.940133	F-statistic		136.0986
Adjusted R-squared	0.933225	Durbin-Watson stat		1.497840

Elaboración: Propia

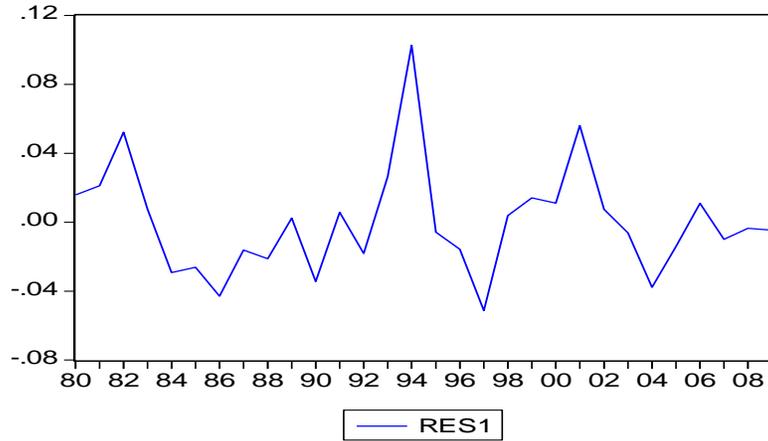
### 3.2.3 Especificación y Estimación de la Relación Funcional de Largo Plazo.

La condición de cointegración de Engle y Granger, exige que los residuos de la regresión presenten un comportamiento estacionario, ver Figura 1 y 2. Con este fin, se realizaron las pruebas formales de cointegración cuyos resultados establecen que el valor del estadístico de los residuos del la regresión del modelo PF1 retardados en un periodo (rres1) tienen un valor -0.714771 con una probabilidad de 0.0005, y el valor del estadístico de los residuos del la regresión del modelo PF2 retardados en un periodo (rres2) tiene un valor -0.752845 con una probabilidad de 0.0003, 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 se rechaza 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 éste es igual a -3.892177 para el modelo PF1 y -4.052227 para el modelo PF2, siendo mayor en ambos casos que el valor absoluto de cualesquiera de los valores críticos de Mackinnon, al 1%, 5% y 10%, respectivamente, es decir, se rechaza la hipótesis de no cointegración y se concluye que existe una relación estable entre las variables del modelo en el largo plazo.

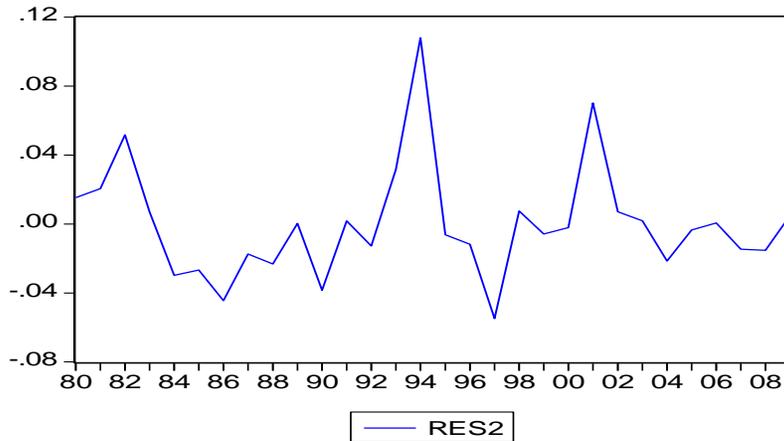
Según la prueba de Durbin-Watson sobre la Regresión de Cointegración (DWRC) [11], que considera los valores críticos al 1%=0.511; al 5%=0.386; al 10%=0.322, se establece que el estadístico Durbin-Watson (DW), en la ecuación de largo plazo tanto de PF1 como de PF2, es mayor que el valor crítico de 0.386 ( $1.420502 > 0.386$  y  $1.497840 > 0.386$ ) y se concluye que las variables cointegran.

Finalmente, el test de cointegración propuesto por Johansen, indica claramente la existencia de un vector de cointegración al 5% de significancia según la prueba de la Traza para los modelos PF1 y PF2, cuyos resultados son mostrados en la tabla 3. En conclusión las series están cointegradas.



**Figura 1** – Residuos de la regresión PF1.

Elaboración: Propia



**Figura 2** – Residuos de la regresión PF2

Elaboración: Propia

**Tabla 3 - TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN MODELO PF1 Y PF2**

**Series: PF1 APRIV IF AP**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.599838	47.96950	47.85613	0.0488
At most 1	0.454654	22.32467	29.79707	0.2808
At most 2	0.165889	5.347285	15.49471	0.7709
At most 3	0.009540	0.268401	3.841466	0.6044

**Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level**

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Series: PF2 AP APRIV IF**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.609417	48.56423	47.85613	0.0428
At most 1	0.453899	22.24104	29.79707	0.2853
At most 2	0.153284	5.302418	15.49471	0.7759
At most 3	0.022720	0.643510	3.841466	0.4224

**Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level**

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Elaboración: Propia

**3.2.4 Mecanismo 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 (CP) de las variables de Profundidad Financiera PF1 y PF2, ahorro pensional AP, índice financiero IF y el valor de los activos privatizados APRIV, con el comportamiento a Largo Plazo (LP) de las mismas.

Comportamiento de Corto Plazo:

$$\text{Modelo PF1: } RES1_t = PF1 - B_1 - B_2AP - B_3APRIV - B_4IF \tag{5}$$

$$\text{Modelo PF2: } RES2_t = PF2 - B_1 - B_2AP - B_3APRIV - B_4IF \tag{6}$$

Los términos de error  $RES1_t$  y  $RES2_t$  en las regresiones de cointegración, se interpretan como los errores de equilibrio y son éstos precisamente los que sirven para analizar la conducta a corto plazo de las variables PF1 y PF2 y su relación con sus valores a largo plazo.

Comportamiento de Largo Plazo ecuaciones (3) y (4):

$$\text{Modelo PF1} = \beta_0 + \beta_1AP + \beta_2APRIV + \beta_3IF + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo PF2} = \beta_0 + \beta_1AP + \beta_2APRIV + \beta_3IF + \varepsilon_t$$

El mecanismo de corrección de errores que se utilizó fue:

$$\text{Para el Modelo PF1: } \Delta PF1 = \beta_0 + \beta_1\Delta AP + \beta_2\Delta APRIV + \beta_3\Delta IF + \beta_4RES1_{t-1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

$$\text{Para el Modelo PF2: } \Delta PF2 = \beta_0 + \beta_1\Delta AP + \beta_2\Delta APRIV + \beta_3\Delta IF + \beta_4RES2_{t-1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

El hecho de que las series PF1, PF2, AP, IF y APRIV están cointegradas, implica que hay una relación estable de equilibrio a largo plazo entre ellas, sin embargo, en el corto plazo pueden existir desequilibrios. El parámetro de ajuste a corto plazo es  $B_4$ , cuya significancia estadística indica la proporción del desequilibrio en PF1 y PF2, que es corregido en el siguiente periodo. Mientras más cerca esté de 1, más rápido es el ajuste hacia el equilibrio.

Los términos  $-0.637122 * RRES1$  y  $-0.648538 * RRES2$ , expuestos en la Tabla 4, son los Mecanismos de Corrección de Errores (MCE) para los modelos PF1 y PF2, respectivamente, presentan el signo correcto

(negativo) y la magnitud del coeficiente es significativa y estadísticamente distinta de 0, revelando que aunque en el largo plazo hay una relación de equilibrio entre las variables del modelo, en el corto plazo se producen desequilibrios.

**TABLA 4 – MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR (MCE) PF1 Y PF2**

**Dependent Variable: DPF1**

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005840	0.005332	1.095317	0.2842
DIF	0.017918	0.056226	0.318685	0.7527
DAP	2.074058	1.603396	1.293540	0.0208
DAPRIV	0.175380	0.103463	1.695093	0.1030
RRES1	-0.637122	0.186962	-3.407757	0.0023
R-squared	0.515231	Mean dependent var		0.008447
Adjusted R-squared	0.417769	S.D. dependent var		0.031648

**Dependent Variable: DPF2**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006968	0.005398	1.290800	0.2091
DIF	0.001174	0.057218	0.020518	0.9838
DAP	1.972637	1.611353	1.224212	0.0232
DAPRIV	0.203788	0.100828	2.021140	0.0546
RRES2	-0.648538	0.174325	-3.720276	0.0011
R-squared	0.543040	Mean dependent var		0.009279
Adjusted R-squared	0.450213	S.D. dependent var		0.032879

**Elaboración:** Propia

Se establece que la desviación de la Profundidad Financiera PF1 y PF2, respecto a su nivel de equilibrio de largo plazo, se corrige anualmente en un 63% y 65%, respectivamente, es decir, 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 0,63 y 0.65 su magnitud, como lo muestran los coeficientes de RRES1 y RRES2.

### 3.2.5 Test de Causalidad de Granger

Se utiliza la prueba de causalidad de Granger<sup>7</sup> para establecer la naturaleza de la causalidad entre el Ahorro Pensional en proporción al PIB (AP) y la Profundidad Financiera alternativamente establecida como PF1 (M3' - M1' en proporción al PIB) y PF2 (M4' - M1' en proporción al PIB), para Bolivia durante el periodo 1997 al 2009, los resultados se presentan en la Tabla 5.

Basados en los resultados de las pruebas, no se puede rechazar la hipótesis nula que PF1 y PF2 no causan a AP en el sentido de Granger. No obstante, la prueba determina que la dirección de la causalidad va de AP a PF1 y PF2, puesto que el valor F estimado es significativo (de uno a seis rezagos); es decir, se rechaza la hipótesis nula que sostiene que AP no causa a PF1 y a PF2 en el sentido de Granger. La causalidad va en una sola

<sup>7</sup> Prueba propuesta inicialmente por Granger en 1969 y popularizada posteriormente por Sims en el 72. Se aplica sólo si las variables son estacionarias. Para el caso que se presenta, se analiza la causalidad en primeras diferencias para hacer que estas series sean estacionarias.

dirección desde AP (Ahorro Pensional) hacia PF1 (Profundidad Financiera sin sector público), al menos al 9.047% de nivel de significación, y de AP hacia PF2 (Profundidad Financiera Moldeo con sector público), al menos al 2.084% de nivel de significación. Se establece, a partir de estos resultados que la variable AP precede a las variables PF1 y PF2, lo que equivale a decir que los valores retardados de la variable AP tienen un impacto significativo en las variables endógenas PF1 y PF2, puede utilizarse la variable AP para predecir a las variables PF1 y PF2 mejor de lo que se haría si se usaran simplemente los antecedentes de las últimas.

En conclusión, el Ahorro Pensional tiene efectos significativos sobre la Profundización Financiera, es decir, que la acumulación de ahorro pensional causa mayor Profundidad Financiera.

**Tabla 5 - TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER**

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DMSGDP does not Granger Cause DFIR1GDP	24	2.44137	0.09047
DFIR1GDP does not Granger Cause DMSGDP		1.60575	0.22698
DMSGDP does not Granger Cause DFIR2GDP	24	3.97325	0.02084
DFIR2GDP does not Granger Cause DMSGDP		1.16435	0.37735

Elaboración: Propia

### 3.2.6 Estimación de los Efectos de la Reforma del Sistema de Pensiones sobre el Desarrollo del Mercado de Capitales.

Comenzando con la estimación de la ecuación original (1), se establecieron una serie de especificaciones alternativas que dieron como resultado las ecuaciones (3) y (4) que cointegran al 5% de significancia según los valores de Mckinnon y las pruebas sugeridas por Engle - Granger y Johansen. Un resultado relevante para ambos modelos alternativos, es que además de la existencia de una vector de cointegración al 95% de confianza, el efecto de la variable de ahorro pensional se mantiene altamente significativo y sin cambios importantes en su valor.

Para determinar el efecto de la Reforma del Sistema de Pensiones sobre la Profundidad Financiera (Desarrollo del Mercado de Capitales), se centra el análisis en el valor del parámetro estimado de AP mostrado en la tabla 6, que para PF1 excluye Títulos Públicos y activos altamente líquidos y tiene un valor de 3.224829. Este valor establece que un 27.43% de la variación de la Profundidad Financiera PF1, desde 1997 hasta el 2009, se explica por la variación de los fondos de pensiones privados<sup>8</sup>.

**TABLA 6 - RESUMEN DE RESULTADOS PF1 Y PF2**

MODELO	VARIABLE DEPENDIENTE	VARIABLE DE PENSIONES EXPLICATIVA AP	VALOR DEL PARÁMETRO ESTIMADO	PORCENTAJE DE VARIACIÓN DE LA VARIABLE DEPENDIENTE (1997-2009) EXPLICADA POR LA VARIACIÓN DE LA VARIABLE DE PENSIONES AP
1	PF1	AHORRO PENSIONAL AP	3.224829	27,43%
2	PF2	AHORRO PENSIONAL AP	3.506489	29,48%

Elaboración: Propia

Algo similar ocurre en PF2, en el que el valor del parámetro estimado para AP tiene un valor de 3.506489, estableciendo que un 29.48% de la variación de la Profundidad Financiera PF2 que incluye Títulos Públicos y excluye activos altamente líquidos, y se explica por la variación de los fondos de pensiones privados, que a

<sup>8</sup> Este cálculo corresponde a una descomposición de Fields.

partir de la generación de ahorro interno, han consolidado un proceso de inversión a través de la creciente demanda de activos financieros, impulsando el desarrollo e innovación del mercado interno de capitales boliviano.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha realizado una evaluación cualitativa y cuantitativa de la contribución del Sistema de Pensiones de Capitalización Individual al desarrollo del Mercado de capitales en Bolivia en cuanto a su regulación, composición, tamaño y profundidad financiera, en el periodo 1997-2009. Haciendo uso de la literatura sobre sistemas de pensiones, se ha desarrollado y aplicado empíricamente un modelo econométrico con un enfoque alternativo para estimar esta contribución.

La simultaneidad entre el crecimiento de los fondos pensionales privados y las reformas institucionales del mercado de capitales en Bolivia a partir del año 1997, sugiere que estos hechos son resultado del establecimiento del sistema de pensiones privado en Bolivia. Las mejoras en cuanto a la regulación del mercado de capitales como efecto de la reforma de pensiones son de dos tipos: prudencial y organizacional.

La regulación prudencial establecida con la promulgación de la Ley 1732 de Pensiones, Ley 1834 del Mercado de Valores y el Reglamento de Calificadoras de Riesgo en Bolivia, han permitido mayor transparencia en el mercado de capitales, desarrollar los gobiernos cooperativos, reducir la posibilidad de que los fondos de los trabajadores se inviertan en títulos de alto riesgo, obligando a que los fondos sean valorados a precios de mercado, reducir la posibilidad de que puedan verse expuestos a una mala gestión financiera y/o a que se pierdan los títulos en que están invertidos los fondos de pensiones.

La regulación organizacional ha logrado precisar los límites al vínculo de intereses entre las Administradoras de Fondos de Pensiones y el resto del sistema financiero, así como las responsabilidades de sus propietarios en la eventualidad de una mala gestión financiera. Esto regulado por la ASFI y la Autoridad de Pensiones.

La demanda de activos financieros por parte de los Fondos de Capitalización Individual, ha promovido e impulsado el establecimiento de las Entidades Calificadoras de Riesgo en Bolivia a partir de 1998, con el fin de garantizar la transparencia en el mercado de capitales boliviano.

Los resultados muestran que el Sistema de Pensiones de Capitalización Individual, ha influido positivamente al desarrollo de la regulación, tamaño y composición de los mercados de capitales en Bolivia, considerando que el valor de la cartera de inversiones de las AFP's superan el 24% del PIB (en términos reales) y las recaudaciones del FCI significan un promedio anual de 3% del PIB, es decir, que la reforma ejerce una fuerte presión sobre el mercado para que éste pueda responder a las demandas de inversión del FCI dentro de un marco regulatorio adecuado y eficiente.

En los dos modelos de profundidad financiera considerados, existe un impacto significativo del Sistema de Pensiones Privado a partir de la generación de ahorro pensional sobre el desarrollo del mercado de capitales. Es importante destacar que existe un mayor impacto del sistema privado sobre el desarrollo del mercado de capitales cuando se considera la participación del sector público debido a la magnitud de volúmenes transados de Títulos Públicos, pero igual de interesante es el impacto que tiene esta reforma sobre el desarrollo del mercado de capitales que no considera al sector público, 29.48% y 27.43% respectivamente, aún cuando este mercado es relativamente joven comparado con los principales mercados en América Latina.

#### 5. REFERENCIAS

- [1] Aiyer S., *Pension Reform in Latin América. Quick Fixes or Sustainable Reform?* World Bank Policy Research Working Paper 1865, Diciembre, Washington DC, 1997.
- [2] Anido S., *El Mercado de Capitales Algunos aspectos conceptuales*, Universidad de los Andes, Mérida – Venezuela, 1996.
- [3] Autoridad de Supervisión al Sistema Financiero (ASFI). *Entidades Calificadoras de Riesgo*. Visitado en fecha 15 de noviembre 2010, Desde:[http://74.125.47.132/search?q=cache:IKMd4ixcDCoJ:vs.asfi.gov.bo/reportes\\_asp/rmi/tarjeta.asp](http://74.125.47.132/search?q=cache:IKMd4ixcDCoJ:vs.asfi.gov.bo/reportes_asp/rmi/tarjeta.asp).
- [4] Autoridad de Fiscalización y Control Social de Pensiones, *Series estadísticas*, Visitado en fecha 21 de

noviembre 2009, Desde:<http://www.ap.gob.bo/Estadisticas+y+Publicaciones/Estadisticas>.

- [5] Bolsa Boliviana de Valores. (2009), *Constitución del mercado de valores*, Consultado el día 28 de octubre de 2009, Desde: <http://www.bbv.com.bo/bbv.historia.asp>.
- [6] Bolsa Boliviana de Valores. (2009). *Instrumentos transados en la bolsa boliviana de valores*. Consultado el día 28 de octubre de 2009. Desde: <http://www.bbv.com.bo/bbv.valores.asp>.
- [7] Bolsa Boliviana de Valores. (2009). *Entidades Calificadoras de Riesgo*. Consultado el día 28 de octubre de 2009. Desde: <http://www.bbv.com.bo/cib.riesgo.asp>.
- [8] Corbo V. & Schmidt K., *Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile. En Resultados y Desafíos de las Reformas a las Pensiones*. Santiago de Chile: FIAP, 2003.
- [9] Cossio F., *Los Impactos Sociales de la Reforma del Sistema de Pensiones en Bolivia*. La Paz: KfW, 2003.
- [10] Greene W., *Econometric Analysis*. 5ta. Edición. Ed. Prentice Hall. Estados Unidos, 2003.
- [11] Gujarati, D., *Econometría Básica*. 4ta. Edición. España. McGRAW-HILL/Interamericana, 2003.
- [12] Impavido G. and Musalem A., *Contractual Savings, Stock and Asset Markets*. World Bank, Working Paper 2490, 2000.
- [13] Krueger A., *Financial Markets and Economic Growth*, Speech - Internacional Monetary Fund, USA: Brian, 2006.
- [14] Ley 1732, Ley de Pensiones, La Paz: UPS, 1996.
- [15] Ley 1834, Ley del Mercado de Valores, La Paz: UPS, 1998.
- [16] Mata H., *Nociones elementales de cointegración enfoque de Engel – Granger*, Facultad de Ciencias Económicas Universidad de los Andes (ULA), Mérida – Venezuela, 2003.
- [17] Morales A., *Profundización Financiera y Crecimiento Económico En Bolivia*, Instituto de Investigaciones Socio Económicas, Número 05/07, La Paz: Castilla, 2007.
- [18] Morley S. and Lora E., *Structural Reforms in Latin America: What Has Been Reformed and How to Measure it*, Interamerican Development Bank, Working Paper No 466, 2001.
- [19] Reglamento de Entidades Calificadoras de Riesgo, Resolución Administrativa N° 645, Bolivia, 2002
- [20] 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 Octubre 2009.
- [21] Walker E. and Lefort F., *Pension reform and capital markets: are there any (hard) links?* The World Bank Social Protection Discussion, Paper # 0201, 2002.