



Casa abierta al tiempo

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA

ACTA DE IDÓNEA COMUNICACIÓN DE RESULTADOS

No. 00037

EL EFECTO DE LA REFORMA AL SISTEMA DE PENSIONES EN EL AHORRO INTERNO. EL CASO DE MEXICO 1980 - 2006.

En México, D.F., se presentaron a las 18:00 horas del día 13 del mes de julio del año 2007 en la Unidad Iztapalapa de la Universidad Autónoma Metropolitana, los suscritos miembros del jurado:

DR. JULIO FERNANDO GOICOECHEA MORENO

DRA. NORA NIDIA GARRO BORDONARO

DR. ENRIQUE ELISEO MINOR CAMPA

Bajo la Presidencia del primero y con carácter de Secretario el último, se reunieron a la presentación de la Idónea Comunicación de Resultados cuya denominación aparece para la obtención del grado de:

MAESTRA EN ESTUDIOS SOCIALES (ECONOMIA SOCIAL)

DR. ALIDA MARCELA GUTIERREZ LANDEROS



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA
DIRECCIÓN DE SISTEMAS ESCOLARES



Casa abierta al tiempo

cuando con el artículo 78 fracción III del Reglamento de Estudios Superiores de la Universidad Autónoma Metropolitana, los miembros del jurado resolvieron:

ALIDA MARCELA GUTIERREZ
LANDEROS
FIRMA DE LA ALUMNA

REVISÓ

LIC. JULIO CESAR DE LARA ISASSI
DIRECTOR DE SISTEMAS ESCOLARES

APROBAR

Acto continuo, el presidente del jurado comunicó a la interesada el resultado de la evaluación y, en caso aprobatorio, le fue tomada la protesta.

DIRECTOR DE LA DIVISIÓN DE CSH

DR. PEDRO CONSTANTINO SOLIS
PEREZ

PRESIDENTE

DR. JULIO FERNANDO GOICOECHEA
MORENO

VOCAL

DRA. NORA NIDIA GARRO BORDONARO

SECRETARIO

DR. ENRIQUE ELISEO MINOR CAMPA



MAESTRIA EN ESTUDIOS SOCIALES
LINEA DE INVESTIGACIÓN: ECONOMÍA SOCIAL

TEMA:

**El efecto de la reforma al sistema
de pensiones en el ahorro interno.
El caso de México 1980-2006**

Comunicación idónea de resultados

PRESENTA

Gutiérrez Landeros Alida Marcela

Matrícula: 205384508

Asesor: Dra. Nora N. Garro Bordonaro

Visto Bueno
[Signature]
15 de Nov 2007



Junio de 2007.

Resumen

La reforma de pensiones realizada por México en 1997 constituye un remplazo de un sistema de reparto o de beneficios definidos administrado por el estado, por un sistema de capitalización individual de contribuciones definidas administrado por entidades privadas (AFORES). El objetivo principal de esta reforma fue, entre otros, el incremento del ahorro interno. Este trabajo presenta una revisión teórica del vínculo entre un sistema de capitalización individual (ahorro privado forzoso) y el ahorro interno. Asimismo, se analiza la evolución del ahorro interno y el ahorro pensional para el periodo 1980-2006 y 1992-2006, respectivamente. Se realizó también una evaluación empírica de la relación funcional entre el ahorro pensional y el ahorro interno. A tal efecto, se emplean datos trimestrales de 1992-2006. Se estiman regresiones lineales y se utilizan los métodos de cointegración de Engle-Granger y de Johansen. Con base en las estimaciones realizadas se confirma el lento crecimiento del ahorro interno (0.5% medio trimestral), de la inexistencia de cambios significativos en el tiempo del ahorro interno como proporción del PIB y el crecimiento sostenido del ahorro pensional (5.43% media trimestral).

Las pruebas de cointegración de Engle-Granger y Johansen sugieren la presencia de una relación positiva de largo plazo entre el ahorro pensional y el ahorro interno (entre 0.32% a 0.34%, respectivamente); también entre el ahorro pensional y el ahorro interno neto de ahorro pensional (entre 0.50% y 0.63%, respectivamente). Asimismo, hay una relación positiva entre el ahorro pensional y el ahorro interno (0.28%); y entre el PIB per capita y el ahorro interno (1.41%), relaciones estimadas mediante el método de Johansen.

Índice

<i>Introducción</i>	4
1. Planteamiento del Problema.....	6
2. Objetivo de la investigación.....	8
3. Pregunta de Investigación.....	8
4. Marco teórico.....	9
4.1 Definición de ahorro interno.....	9
4.2 La teoría económica de referencia.....	10
4.2.1 Teoría Keynesiana (algunas acotaciones).....	10
4.2.2 Ciclo Vital.....	12
4.2.3 Ingreso permanente.....	14
4.2.4 Generaciones traslapadas.....	16
4.3 Sistema de pensiones y ahorro interno.....	20
5. Hipótesis.....	23
6. Fuente de Información.....	23
7. Metodología de la investigación empírica.....	24
8. La serie de tiempo del ahorro interno del primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2006 ..	24
8.1 Construcción de la serie del ahorro interno como proporción del PIB.....	24
8.2 Tendencias del ahorro interno.....	27
8.3 La complementariedad del ahorro privado y del ahorro gubernamental.....	29
9. La serie de tiempo del ahorro pensional del tercer trimestre de 1992 al segundo trimestre de 2006 ..	30
10. Metodología de la investigación empírica: Cointegración de las series de tiempo de ahorro interno y ahorro pensional.....	32
10.1 Análisis de las series (orden de integración).....	33
10.2 Procedimiento de Engle-Granger.....	34
10.3 Método de cointegración de Johansen.....	38
10.4 Modelo ampliado.....	41
10.5 La serie del ahorro interno neto del ahorro pensional.....	44
11. Conclusiones.....	45
12. Bibliografía.....	48
Anexo 1: Antecedentes económicos y legales de la reforma al sistema de seguridad social de 1997 en México.....	53
1 Tipos de pensiones en México.....	53
2 Antecedentes.....	53
3 Sistema de pensiones después de la reforma de 1997.....	55
Anexo 2: Reformas a los sistemas de seguridad social en América Latina. Efecto en el ahorro interno..	60
1 Inicios de la Seguridad Social.....	60
2 Los sistemas de pensiones en América Latina y sus reformas.....	62
- Antecedentes.....	62
- Elementos de la reforma.....	64
- Reforma Chilena.....	66
- Argentina.....	70
- Bolivia.....	72
- Colombia.....	74
- Costa Rica.....	76
- El Salvador.....	77
- Perú.....	78

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

-	Uruguay.....	81
4	Algunas estadísticas sobre América Latina.	82
5	Pensiones en África, Asia y Europa.	85
Anexo 3: El efecto de un sistema de reparto en la riqueza individual y los ahorros voluntarios.....		86
Anexo 4: Base de datos.....		88
Anexo 5: Aspectos econométricos y algunas estimaciones auxiliares.....		90
1	Aspectos teóricos de las pruebas de Regresión Lineal Múltiple por el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.....	90
2	Descripción de las variables.	96
3	Cointegración	99
4	Prueba de cointegración y modelo de corrección de errores.....	100
5	Estimación y pruebas de los modelos.....	103
a)	La serie de tiempo del ahorro interno como proporción del PIB	103
b)	Serie de ahorro pensional.....	105
c)	Prueba de cointegración de Engle-Granger entre el ahorro interno y el ahorro pensional.....	106
d)	Método de Johansen	109
e)	Prueba de cointegración de Johansen para PIB per cápita	115
Anexo 6: Cointegración del ahorro interno neto y sus estimaciones		123
1.	Análisis de las series (orden de integración).....	123
2.	Procedimiento de Engle-Granger.....	124
3.	Método de cointegración de Johansen	127

Introducción

En el último cuarto de siglo, el sistema de seguridad social y en específico el de pensiones ha enfrentado importantes cambios en los países de América Latina, debido entre sus causas principales, al aumento de la esperanza de vida y la disminución de la tasa de mortalidad, aunado a un incremento cada vez mayor de la población en edad de retiro. Antes de las reformas, el sistema de reparto llevaba consigo presiones fiscales a corto plazo e insostenibilidad financiera de largo plazo; es decir, no aseguraba o garantizaba la continuidad de los beneficios a los cotizantes actuales y futuros (Mesa-Lago 2004). En lugar de hacer cambios paramétricos al sistema de reparto, Chile llevó a cabo una reforma radical de su sistema de pensiones en 1981, reemplazando el sistema de reparto (*pay-as-you-go*) por un sistema de cuentas individuales fondeado (*fully funded*).

Aunque varios países modificaron sus sistemas de pensiones para adaptarlos a sus propias circunstancias, las reformas tuvieron en común algunos objetivos fundamentales sugeridos por el Banco Mundial (1994), tales como: disminuir la pobreza en la vejez y proporcionar un nivel de consumo uniforme durante toda la vida; proveer un ingreso en el retiro que sea adecuado, financiable, sostenible y robusto; fortalecer el crecimiento y el desarrollo económico. Este último objetivo se alcanzaría con un probable incremento del ahorro interno, lo cual conllevaría al aumento de la inversión productiva y una más estable dinámica de crecimiento económico (Gill, *et al*: 2004).

De esta manera, en la década de los noventa e inicios del 2000, Argentina (1994), Bolivia (1997), Colombia (1994), Costa Rica (2001), Ecuador (2001), El Salvador (1998), México (1997), Nicaragua (2004), Perú (1993), República Dominicana (2003), Uruguay (1996), reformaron parcial o completamente sus sistemas de pensiones. En México, el primero de julio de 1997, entró en vigor el nuevo sistema de pensiones en México, basado en cuentas individuales (Mesa-Lago 2004; Solís 2001). Cabe mencionar que en estos países la seguridad social caracteriza al empleo formal, mientras que el sector informal del empleo se caracteriza por no ofrecerla.

El objetivo principal de este trabajo es estudiar el efecto de la reforma al sistema de pensiones sobre el ahorro interno en México, en el periodo 1980-2006¹.

¹ En los Anexos 1 y 2 se presentan antecedentes económicos y legales de la reforma al sistema de seguridad social realizada en 1997 en México.



Gutiérrez Landeros Alida Marcela

Asesor: Dra. Nora Garro Bordonaro

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

El documento se organiza de la siguiente forma. En la primera Sección se presenta el planteamiento del problema. En la segunda Sección se exponen los objetivos de investigación. En la tercera Sección se especifican las preguntas de investigación. En la Sección cuatro se hará una revisión de los enfoques teóricos que relacionan las reformas a los sistemas de seguridad social con la dinámica del ahorro interno. En la quinta Sección se delinearán las hipótesis de investigación. En la sexta Sección, se aclaran las fuentes de información utilizadas. En las cuatro siguientes Secciones, se presenta la metodología de la investigación empírica y los resultados obtenidos. En la última Sección se resumen las principales conclusiones y las posibles investigaciones futuras. A continuación, se enlista la bibliografía consultada y se presentan seis Anexos que complementan la revisión teórica y la metodología empírica.

1. Planteamiento del Problema

Los sistemas de pensiones se constituyeron para suavizar las fluctuaciones del consumo a lo largo del ciclo de vida y para garantizar un ingreso a aquellas personas (o sus familias) que estuvieran en algunas de estas situaciones: invalidez, vejez, cesantía en edad avanzada, muerte prematura y alguna discapacidad que no le permitiera continuar laborando (Banco Mundial 1994).

Una de las expectativas al implementarse las reformas en el sistema de pensiones desde un sistema de reparto a un sistema de cuentas individuales era también fomentar el aumento del ahorro interno. Uno de los supuestos era que tras la transferencia de los fondos de pensiones del sistema de reparto al sector privado-financiero habría un incremento en el ahorro privado forzoso.

Mesa-Lago (2004: 32) al respecto dice: *“Este principio nuevo del sistema privado alega que el mismo generará la acumulación de capital, aumentará el ahorro interno, desarrollará el mercado de valores y diversificará la cartera de inversión, todo lo cual promoverá el crecimiento, el empleo y mejores pensiones...este principio se ha convertido en objetivo principal de la reforma”*. En el caso de la reforma mexicana, comenta el autor, es una de las economías que apostó hacia esos objetivos macroeconómicos de aumento del ahorro interno y desarrollo del mercado financiero de largo plazo.

Por su parte, Martin Feldstein (1980) señala que el ahorro es un parámetro de largo plazo importante en la economía, ya que permite aumentar la inversión productiva y posibilita el aumento de la productividad y del PIB. Asimismo, una economía que aumenta su tasa de ahorro puede experimentar un progreso técnico más dinámico y un ritmo acelerado de desarrollo.

Sin embargo, existen opiniones divergentes al respecto. Por ejemplo, Barr (2002; en Uthoff 2006) indica que la acumulación del fondo no necesariamente resulta en un aumento del ahorro interno y en crecimiento económico. El autor señala que los ahorros internos pueden aumentar en los primeros años después de la creación del fondo, pero cuando el sistema madure los incrementos del *ahorro forzoso pueden ser compensados, al menos parcialmente, por la reducción del ahorro voluntario*. Esto sucedería debido a que los individuos pueden cambiar sus patrones de consumo y ahorro individuales como consecuencia de las reformas.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Gill, Packard y Yermo (2003) analizan si el efecto neto de la reforma estructural ha sido positivo en el ahorro privado, y concluyen para el caso de Chile, que éste era sólo ligeramente superior en el año 2000 con respecto a 1981.

Uthoff (2001: 32) en un estudio sobre el ahorro interno para Chile, en el periodo de 1980-1999, concluye que: *“el efecto directo de la reforma de pensiones en el ahorro interno es a lo sumo muy débil ya que en los primeros 15 o 20 años no habrá un impacto positivo sobre el ahorro, aún cuando el desempeño económico sea adecuado y el sistema privado tenga éxito”*.

Loayza, *et al* (2001: 22) afirma que la reforma de pensiones en América Latina puede tener efectos adicionales positivos e indirectos sobre el ahorro si es que aumenta el ingreso per capita, se reducen las distorsiones en el mercado laboral y se estimula el desarrollo del mercado de capitales.

Valdés y Prieto (Holzmann y Stiglitz 2001) sugiere que no es correcto considerar *“...que cambiando el sistema de pensiones de reparto a uno de capitalización ofrece una oportunidad única para aumentar el ahorro interno...”*.

Guillén (2001), en un estudio para México, sostiene que lo que se debe de fomentar es el ahorro de las familias para así obtener un aumento en la inversión, mismo que impulsaría al crecimiento económico del país.

Por otra parte, en un estudio del Fondo Monetario Internacional (2005), se argumenta que en México existe una relativa estabilidad en la afluencia de ahorro externo, el nivel de ahorro nacional y la inversión productiva. Además, señalan que es el ahorro el que se ajusta a la inversión y no la relación inversa que señalan otros autores.

La discusión teórica (Barr 2002, Guillén 2001, Holzmann y Stiglitz 2001) y los resultados empíricos (Mesa-Lago 2004, Martin Feldstein 1980, Loayza *et al* 2001) sobre el vínculo entre la reforma al sistema de pensiones y el ahorro interno, han producido opiniones y resultados empíricos mixtos, en el sentido de que existe un intenso debate y diversas interpretaciones del fenómeno.

2. Objetivo de la investigación

El objetivo del presente trabajo es doble. Primero, se hará una revisión teórica bajo la cual se pueda abordar el funcionamiento del sistema de cuentas individuales. En esta revisión se pondrá especial énfasis en la relación entre dicho sistema y el ahorro interno. Segundo, se realizará una investigación empírica para el caso de México, sobre el impacto que la reforma al sistema de pensiones pudo haber tenido sobre el ahorro interno. Quedan fuera de los límites de esta investigación el análisis de los determinantes del ahorro interno, la explicación del lento crecimiento en el largo plazo del ahorro interno en México, el efecto complementario observado entre ahorro privado y ahorro gubernamental, el estudio del ahorro privado voluntario y sus determinantes. Asimismo, no se abordará los determinantes del ahorro pensional.

3. Pregunta de Investigación

Las preguntas de investigación son las siguientes:

- 1. ¿Cuál es el comportamiento (nivel y tendencia) del ahorro interno en México antes y después de la reforma al sistema de pensiones?**
- 2. ¿Cuál es el comportamiento (nivel y tendencia) del ahorro pensional de 1992-2006?**
- 3. ¿Existe una relación entre el ahorro pensional creado a partir de la reforma de 1992 y de 1997 y el ahorro interno en México?**

4. Marco teórico

4.1 Definición de ahorro interno

El ahorro es una variable importante ya que puede inducir a la inversión productiva; en algún caso, pueden ser los proyectos de inversión productiva los que induzcan al ahorro. En ambos casos, el ahorro es una variable fundamental para el desarrollo y crecimiento de un país. Se considera saludable para una economía que estos ahorros sean predominantemente internos para así evitar la dependencia externa. En términos agregados, el ahorro interno es el proceso mediante el cual un país guarda parte de su producto y lo utiliza para crear ingresos en el futuro. El ahorro interno lo hacen las personas, las empresas y los gobiernos.

Las personas ahorran para poder adquirir bienes materiales como son casas, autos, entre otros, así como para tener un ingreso en el futuro, cuando termine su vida laboral. Por su parte, las empresas ahorran para generar inversiones y de esta forma poder ampliar su capacidad productiva. Por último, los gobiernos ahorran para invertir en infraestructura y proporcionar bienes y servicios futuros.

El nivel de ahorro interno que hay en un país está determinado por la elección entre consumo y ahorro de los distintos agentes económicos, ya que los individuos deciden la proporción de su ingreso que destinarán al consumo en el presente y al ahorro.

Los componentes del ahorro interno, como variable agregada, suelen presentar algunas complicaciones de medición. La teoría macroeconómica ha establecido distintas metodologías para su cuantificación, de las cuales las más utilizadas son:

- **Método directo:** Mediante la obtención directa de datos para cada determinante del ahorro agregado, es decir, la suma de los ahorros del gobierno (público), las empresas y las familias (privado).
- **Método indirecto:** Se obtiene mediante la identidad ahorro – inversión. El ahorro interno es igual a la inversión bruta de capital (IB), más el saldo de la balanza comercial (exportaciones menos las importaciones), que puede ser representado como sigue:

$$S_t = IB + (X - M) \quad (1)$$

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

- **Método residual:** Este es llamado así, ya que se obtiene como residuo entre el ingreso y el consumo a nivel agregado.

4.2 La teoría económica de referencia

Hay tres modelos teóricos en la literatura económica que nos permiten abordar el tema de los sistemas de pensiones y el ahorro.

1. Hipótesis del Ciclo Vital.
2. Ingreso Permanente.
3. Generaciones traslapadas.

Antes de abordar cada uno de estos modelos conviene revisar algunos aspectos relacionados con Keynes (1936).

4.2.1 Teoría Keynesiana (algunas acotaciones)

En la *Teoría General de la ocupación, el interés y el dinero*, Keynes (1936: 102) expone la existencia de "ocho motivos o fines importantes de carácter subjetivo que impulsan a los individuos a abstenerse de gastar sus ingresos", mismos que pueden variar con el tiempo. Estos son: (i) formar una reserva para contingencias imprevistas; (ii) proveer para una anticipada relación futura entre el ingreso y las necesidades del individuo y su familia, diferente de la que existe en la actualidad; por ejemplo, en la vejez, la educación de la familia o el sostenimiento de dependientes; (iii) gozar del rendimiento y crecimiento del ahorro; (iv) disfrutar de un gasto gradualmente creciente; aun cuando la capacidad de satisfacción vaya disminuyendo; (v) disfrutar de una sensación de independencia y del poder de hacer cosas; (vi) asegurarse una *masse de manœuvre* (cantidad de reserva) para realizar proyectos especulativos o de negocios; (vii) dejar herencias; (viii) ser propenso al ahorro, esto es, inhibirse voluntariamente a hacer gastos como tales. Algunas ideas de esta hipótesis son retomadas por Franco Modigliani y Richard Brumberg, para construir el modelo del ciclo de vida (Keynes 2000; Dornbush 2002; Lera 1999; Mankiw 2003).

En el enfoque teórico keynesiano se supone que el consumo y, por ende, el ahorro tienen una relación directa con el ingreso. Esto se muestra en las ecuaciones (2) y (3).

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

$$C = \alpha + \beta(Y) \quad (2)$$

Donde:

- C es el consumo
- α consumo autónomo
- β propensión marginal a consumir, con valores entre (0,1)
- Y renta disponible

De esta relación funcional se desprende que el consumo y el ahorro dependen, únicamente, del ingreso disponible en el período t. Así, despejando el ahorro tenemos:

$$S = Y - C = -\alpha + (1 - \beta)Y \quad (3)$$

De estas funciones, podemos derivar que el consumo medio y la propensión marginal al consumo son parámetros con efectos contrarios en la función de consumo y ahorro agregados.

Con base en este modelo simple se puede concluir que: los agentes económicos no proveen su futuro, ya que las decisiones de consumo y, por ende de ahorro dependen de sus condiciones actuales, sin influencia del pasado. Asimismo, las expectativas de los agentes económicos no son un determinante de las decisiones de consumo y ahorro. Es decir, los individuos no son capaces de tomar en cuenta el futuro en sus decisiones presentes, se guían únicamente por el ingreso presente para tomar una decisión de ahorro.

En un intento por ampliar el modelo keynesiano, surge la hipótesis del ciclo vital (*life cycle*), en donde hay un agente racional optimizador y el ingreso es ampliado al ciclo de vida del agente económico.

4.2.2 Ciclo Vital

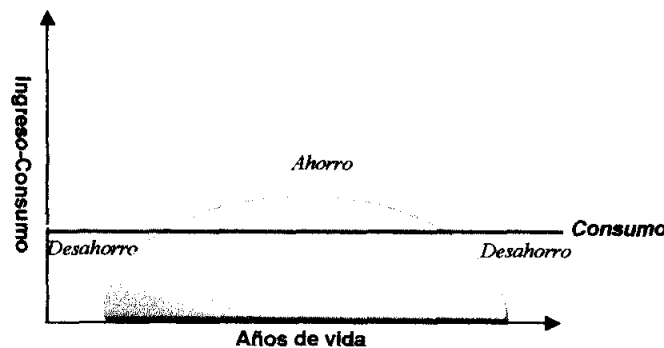
El modelo del *Ciclo Vital* permite analizar las decisiones individuales de ahorro y consumo, durante la vida productiva y de retiro. Este modelo fue elaborado inicialmente por Roy Harrod en su obra *Towards a Dynamic Economics* en 1948 y posteriormente por Brumberg y Modigliani en el periodo de 1954-1966 (Dornbush 2002; Lera 1999; Mankiw 2003).

El modelo del *Ciclo Vital* parte de la hipótesis keynesiana, pero a diferencia de ésta, el individuo es capaz de tomar decisiones considerando un horizonte temporal de largo plazo. De este modo, se supone que el individuo maximiza la utilidad derivada de su consumo a lo largo de su ciclo vital, sujeto a una restricción presupuestaria formada por los ingresos que puede disponer en toda su vida.

En este modelo, la función de consumo depende del ingreso disponible en cada período y de los ingresos futuros, de la edad y los tipos de interés esperados. También se incluyen los impuestos, los rendimientos de capital, la tasa de descuento y la seguridad social.

En esta hipótesis se supone que ahorran cuando trabajan y no trabajan. Los ahorros aumentan durante la vida productiva hasta alcanzar un máximo en el momento de retiro; el consumo se mantiene estable durante todo el ciclo de vida. Los ingresos acumulados, riqueza acumulada o ahorros durante la vida productiva y el retiro tienen la forma de U invertida (*hump saving*) mostrada en la Gráfica 1.

Gráfica 1
 Modelo de Ciclo Vital



El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Los supuestos del modelo son: (i) conocimiento por parte del consumidor respecto a todas las variables, incluso aquéllas que se refieren al futuro. De tal forma que el agente considera como dato la duración de su vida laboral (N) y de su vida (L); (ii) la fuente de ingreso es el mercado laboral ($Y * N$ es el ingreso total a lo largo del ciclo de vida); (iii) el ingreso (Y) se destina al consumo (C) y al ahorro (S); (iv) el ahorro cumple la función de consumo futuro; por consiguiente, al momento de morir el individuo no deja herencia, ya que no acumulará riqueza.

En consecuencia, la restricción presupuestaria viene dada, por el consumo del individuo a lo largo de su ciclo de vida, el cual es exactamente igual al ingreso que espera recibir en toda su vida. Si se supone que el agente consume una cantidad constante en cada periodo (año), ésta vendrá expresada por la siguiente ecuación:

$$C = \frac{N}{L} * Y \quad (4)$$

Dado que el ahorro está definido por la ecuación (3), al sustituir (4) en (3), se obtiene:

$$S = \frac{L - N}{L} * Y \quad (5)$$

El agente ahorrará la cantidad S en cada período de su vida laboral, hasta el último año de su vida activa. Después de ese momento, su ingreso laboral es cero y empieza a desahorrar por el valor C cada año en su vida de retiro. De tal modo, que en el momento de su muerte su riqueza es cero, ya que todo lo ahorrado en su vida laboral lo destina al consumo de su vida de retiro.

La función de ahorro agregada (o de consumo futuro) resultará de la suma de las funciones de ahorro de todos los individuos.

$$S = n(R + Y^e) \quad (6)$$

Donde R es la riqueza acumulada por todos los agentes; Y^e , los ingresos esperados en los próximos (futuros) años y n total de individuos.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Del modelo del ciclo vital se puede derivar las siguientes implicaciones macroeconómicas (Modigliani 1986,1993). Primero, al considerar el ahorro como la diferencia entre el ingreso disponible y el consumo en ese año, el ahorro se ve afectado por el ingreso corriente y sus posibles variaciones. Segundo, la tasa de ahorro agregado, definida como Riqueza/Ingreso, depende del crecimiento económico, de la población y de la productividad. Tercero, la tasa de ahorro depende de la proporción entre la esperanza de vida después de la jubilación y la vida laboral activa. Cuarto, el monto ahorrado, por lo tanto, estará determinado por la tasa de preferencia temporal de los consumidores y la tasa de interés real. De esta forma, el individuo que valore más el consumo presente frente al consumo futuro, ahorrará menos que aquél que tenga una preferencia inversa.

4.2.3 Ingreso permanente

La hipótesis del ingreso permanente, formulada por Milton Friedman en 1957 (Mankiw 2003), se fundamenta en la idea de que el consumo y el ahorro son función de dos tipos de ingresos componentes a su vez del ingreso corriente: (i) el ingreso permanente (Y^P) o el ingreso futuro esperado según el cual el consumidor define su patrón de consumo intertemporal. Este ingreso depende de la razón entre la riqueza no humana (activos físicos y financieros) y la riqueza humana (capital humano de los individuos) y de un promedio ponderado de los rendimientos de las dos formas de riqueza que se expresa en las tasas de interés; (ii) el ingreso transitorio (Y^T) o no esperado, el cual es la parte estocástica del ingreso que la gente no espera que se mantenga en el tiempo.

Por lo tanto,

$$Y = Y^P + Y^T \quad (7)$$

Para Friedman (Mankiw 2003), el consumo depende fundamentalmente del ingreso permanente; los individuos utilizan el ahorro y los préstamos para equilibrar el consumo ante variaciones transitorias del ingreso. Por lo tanto, un aumento en el ingreso transitorio se ahorra casi en su totalidad aumentando la riqueza del individuo, mientras que un aumento en el ingreso permanente se consume. El mismo fundamento es válido en términos agregados. Por lo tanto cambios aleatorios exógenos a una economía, tales como términos de intercambio más favorables, aumentarían el ahorro del país.

Dicho lo anterior, la función de consumo está representada por la siguiente relación:

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

$$C=cY^P \quad (8)$$

donde c es una constante que mide la proporción consumida del ingreso permanente. Además

$$Y^P = \lambda Y_t + (1-\lambda)Y_{t-1} \quad (9)$$

donde λ es una fracción $0 \leq \lambda \leq 1$ que representa la parte del ingreso que se considera como permanente. El valor de λ depende de la estabilidad del ingreso de los individuos: a ingresos más uniformes corresponden valores de λ más próximos a 1; Y_t es el ingreso corriente; Y_{t-1} es el ingreso del periodo anterior.

Sustituyendo (8) en (9) tenemos:

$$C=cY^P = c\lambda Y_t + c(1-\lambda)Y_{t-1} \quad (10)$$

La hipótesis del ingreso permanente supone que la propensión marginal a consumir de corto plazo ($c\lambda$) es menor que la propensión marginal a consumir de largo plazo (c) y esta última es igual a la propensión media de largo plazo. El motivo el cual la propensión marginal a consumir de corto plazo es menor radica en el hecho de que los individuos no están seguros de la naturaleza del incremento total del ingreso: cuál componente es permanente y cuál es transitorio.

Las implicaciones de esta teoría para la estimación del consumo agregado son igualmente válidas para el ahorro. Por lo tanto, la función de ahorro bajo la hipótesis del ingreso permanente se expresa de la siguiente manera:

$$S=s_1Y^T+s_2Y^P \quad (11)$$

donde s_1 es la propensión media y marginal a ahorrar del ingreso transitorio y s_2 es la propensión media y marginal a ahorrar del ingreso permanente.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Por lo tanto, en esta hipótesis el ahorro es una proporción más o menos constante del ingreso permanente (futuro) y los cambios temporales en el ingreso se traducen en ahorro y no en cambios en el consumo.

4.2.4 Generaciones traslapadas

El modelo generaciones traslapadas (Overlapping generations model) *“permite reproducir el comportamiento de los agentes económicos, quienes deben ahorrar parte de su ingreso presente con el fin de mantener el rango de consumo después de la edad de retiro”* (Martínez 2005, 122).

En una primera versión, este modelo surge del modelo de equilibrio general walrasiano, por que todos los agentes, en este caso jóvenes y viejos, maximizan sus funciones de utilidad. En una primera versión se plantea que la economía es competitiva y no se incorpora el dinero. Posteriormente, se desarrolla bajo un contexto dinámico, es decir, se incorpora el tiempo (Samuelson 1958; Diamond 1965).

En este modelo se considera que dentro de la estructura demográfica se traslapan dos generaciones o agentes económicos: la de los jóvenes y los viejos. El modelo es intertemporal ya que incorpora un horizonte de tiempo. En un punto en el tiempo, la economía está compuesta por un consumidor joven y uno viejo, los cuales viven dos periodos; estos agentes económicos interactúan entre sí a lo largo de su ciclo de vida. La población crece a una tasa constante y los agentes no están interesados en dejar herencias (Barro y Sala-i-Martin 1995; Romer 2002). A través del tiempo y tomando la economía en conjunto, el número de agentes y de mercancías es infinito (Lozano *et al* 1997) y se representa de la siguiente forma (ver Gráfica 2).

Gráfica 2
Representación del modelo de generaciones traslapadas

Período	t	t+1	t+2	t+3	...
Generación 1	Joven	Viejo			
Generación 2		Joven	Viejo		
Generación 3			Joven	Viejo	

Se dice que el modelo de generaciones traslapadas es walrasiano ya que el objetivo del consumidor es maximizar su utilidad². Por lo tanto, los elementos básicos son las preferencias de los individuos y la restricción de recursos con que cuentan en cada período. Esto se representa de la siguiente forma:

$$U(c_t^j, c_{t+1}^v) = u(c_t) + \beta u(c_{t+1}) \quad (12)$$

donde c_t^j es el consumo del consumidor cuando es joven en el período t ; c_{t+1}^v es el consumo del consumidor cuando es viejo en el período $t+1$; β , es factor de descuento o también llamado coeficiente de impaciencia, cuyo valor se encuentra entre $(0,1)$; si β es cercano a cero implica que el individuo es "muy impaciente", de tal forma que no valora su consumo futuro y si β es cercano a uno, significa que el individuo es muy paciente, es decir, valora tanto su consumo futuro como el presente.

Se supone que el consumidor recibe una dotación (ingresos) que es mayor cuando es joven, es decir, $w^j > w^v$ en donde w^j es la dotación del consumidor cuando es joven y w^v cuando es viejo.

Los individuos en cada momento del tiempo disponen de una determinada cantidad de recursos, los cuales se pueden destinar al consumo o al ahorro. La cantidad ahorrada por los individuos en un periodo formará parte del ingreso de los individuos en el siguiente periodo, más un rendimiento dado por la tasa de interés de mercado. Por tanto, las restricciones presupuestarias son:

$$\begin{aligned} c_t^j + c_{t+1}^v &\leq w \\ c_{t+1}^v &\leq (1 + r_{t+1})s_t + w_{t+1} \\ c_t^j, c_{t+1}^v &\geq 0 \end{aligned} \quad (13)$$

donde r_{t+1} es la tasa de interés y s_t es la parte del ingreso que se destina al ahorro.

² La función de utilidad cumple con los siguientes supuestos: (i) es aditivamente separable en el tiempo. O sea, las decisiones de consumo que maximizan la utilidad en el periodo T no afectan las decisiones de consumo en el periodo $T+1$; (ii) es una función continua, diferenciable, creciente y estrictamente cóncava en la utilidad de cada período ($u' > 0$ y $u'' < 0$). El signo positivo de la primera derivada implica que incrementos en la cantidad consumida aumentan la utilidad del individuo. El signo negativo de la segunda derivada implica que dichos incrementos de utilidad son decrecientes, de forma que cada unidad adicional de consumo reporta cada vez menos utilidad. La utilidad futura está descontada por (β).

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Cuando al modelo de generaciones traslapadas se le incluye el dinero legal (emitido por una autoridad monetaria, con el que todos los agentes realizan sus transacciones en su ciclo de vida), aparece un motivo para que los individuos ahorren en dinero. Si la tasa de interés (r) es mayor a la tasa de crecimiento de la población (n), entonces los jóvenes pueden transferir recursos a la generación vieja. En caso contrario, no existen incentivos para tal transferencia.

El modelo de generaciones traslapadas con sistema monetario (Diamond 1965) se caracteriza por el libre intercambio entre los agentes de cada generación, de sus recursos productivos – el consumidor joven ofrece su trabajo y el consumidor viejo su capital –, los cuales pueden destinarse al consumo o al ahorro. Este enfoque teórico permite analizar los efectos macroeconómicos de los sistemas de pensiones (Romer 2002: 41-68).

Cuando los agentes son jóvenes, cada individuo tiene un ingreso que destina al consumo y al ahorro. En su segundo periodo, el individuo consume sus ahorros y los intereses que haya obtenido de ellos. Es así que la utilidad de un consumidor nacido en t , está determinada por:

$$U_t = \frac{C_{1,t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} * \frac{C_{2,t+1}^{1-\theta}}{1-\theta}, \quad \theta > 0, \quad \rho > -1 \quad (14)$$

donde $C_{1,t}$ es el consumo del individuo cuando es joven en el período t ; $C_{2,t+1}$ es el consumo del individuo cuando es viejo en el período $t+1$; θ es la disposición de los hogares a la sustitución intertemporal del consumo; ρ es la tasa de descuento. Si $\rho > 0$, los individuos asignan más recursos para el consumo al primer periodo que al segundo; si $\rho < 0$, ocurre lo contrario; $\rho > -1$, el cual asegura que el consumo para el siguiente periodo sea positivo.

La siguiente función de utilidad sirve como herramienta teórica para explicar cómo funciona el sistema de seguridad social con un sistema de reparto:

$$U_t = \ln C_{1,t} + \left[\frac{1}{(1+\rho)} \right] * \ln C_{2,t+1} \quad (15)$$

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Las ecuaciones 14 y 15 son representaciones canónicas de la ecuación 12 y facilitan el análisis. El sistema de reparto se basa en las transferencias de recursos que hace el trabajador joven a la persona retirada del mercado de trabajo, la cual recibirá la pensión. Por tanto, los efectos de la seguridad social por individuo quedan así:

$$C_{1,t} = (w_t - T) - S_t \quad (16)$$

$$C_{2,t+1} = (1 + r_{t+1})S_t + (1 + n)T \quad (17)$$

donde T es la aportación que hace el trabajador, r_{t+1} es la tasa de interés real en el segundo periodo, n la tasa de rendimiento de su ahorro y S_t el ahorro privado en el primer periodo.

Despejando el ahorro de la ecuación (16), resulta la siguiente relación:

$$S_t = \frac{C_{2,t+1}}{1 + r_{t+1}} - \frac{(1 + n)}{(1 + r_{t+1})} T \quad (18)$$

Sustituyendo (18) en (16) se obtiene la restricción presupuestaria:

$$C_{1,t} + \frac{C_{2,t+1}}{1 + r_{t+1}} = w_t - T + \frac{(1 + n)}{(1 + r_{t+1})} T = w_t - \frac{(r_{t+1} - n)}{(1 + r_{t+1})} T \quad (19)$$

En el caso de un sistema de capitalización individual, el ahorro privado se puede despejar de la ecuación (17) de la forma:

$$S_t = \frac{C_{2,t+1}}{1 + r_{t+1}} - T \quad (20)$$

De la formula anterior se deduce que si la tasa de interés se mantiene constante en el tiempo, el ahorro de los agentes se mantendrá constante (dado el supuesto de constancia en los consumos y los impuestos). La existencia de un sistema de cuentas individuales en estas condiciones torna indiferente el ahorro voluntario y el ahorro para el retiro.

4.3 Sistema de pensiones y ahorro interno

A continuación, se presenta un análisis más detallado de la relación entre un sistema de pensiones (reparto o de cuentas individuales) y el ahorro interno (Boadway 1984). El objetivo de esta sección es establecer las condiciones en que estos sistemas reducen o aumentan el ahorro interno.

Cabe señalar que existe evidencia empírica diversa al respecto. Mesa-Lago (2004), Schmidt-Hebel (1998 y 2000) y Corbo (2003), Gill, Packard, Yermo (2005), en investigaciones sobre Chile y América Latina concluyen que el ahorro interno ha aumentado como consecuencia de la implementación del sistema de cuentas individuales (Ver Anexo 1).

Guillén Romo (2001), Barr (2002), Feldstein (1974), Holzmann y Valdés (1999), consideran que la reforma al sistema de pensiones no ha aumentado el ahorro interno, aún cuando el desempeño económico sea el adecuado y el sistema de cuentas individuales tenga éxito (Ver Anexo 1). Por su parte, Feldstein (1974) argumenta que, para el caso de Estados Unidos, el ahorro privado ha disminuido en un 40%, debido a la existencia de la seguridad social.

Boadway (1984) analiza el efecto de un sistema de seguridad social de reparto y uno de cuentas individuales en el ahorro privado e interno. El análisis se realiza con un modelo de ahorro en el ciclo vital, en donde, el individuo vive dos grandes periodos de tiempo, al nacer no tiene riqueza inicial y no deja herencias.



El primer periodo de tiempo representa la vida activa laboral del trabajador; los ingresos son netos de contribuciones al sistema de seguridad social (Y-T). El segundo constituye el periodo de retiro del mercado laboral, en donde sus ingresos serán los beneficios que obtenga de la seguridad social (B), el ahorro privado que se genera durante su vida activa laboral y los intereses que generó $[(Y-T-C_1)*(1+r)]$.

Lo dicho anteriormente se puede sintetizar con las siguientes fórmulas:

$$C_2 = (Y - T - C_1) * (1 + r) + B \quad (21)$$

En donde: C_1 es el consumo en el primer periodo; C_2 es el consumo en el segundo periodo; Y son los ingresos que recibe en el primer periodo; T son los impuestos que se le descuentan por concepto de la seguridad social; r los intereses que genera de sus ingresos; B los beneficios que obtenidos de la seguridad social.

Al dividir la ecuación (21) miembro a miembro por $(1+r)$ tenemos:

$$C_1 + \frac{C_2}{(1+r)} = (Y - T) + \frac{B}{(1+r)} \quad (22)$$

El siguiente paso es agrupar del lado izquierdo los consumos y del lado derecho los ingresos:

$$C_1 + \frac{C_2}{(1+r)} = Y + \left(\frac{B}{1+r} - T \right) \quad (23)$$

Donde $\left(\frac{B}{1+r} - T \right)$ es el "efecto riqueza neta de la seguridad social".

Cuando en una economía hay crecimiento económico en combinación con población en aumento y se implementa un sistema de seguridad social de reparto o pay-as-you-go, las contribuciones crecen a una tasa g (tasa de crecimiento de las contribuciones), la cual está compuesta por la tasa de crecimiento poblacional y la del PIB.

Entonces se puede considerar que el monto de beneficios se financia con los impuestos T más un rendimiento g .

$$B = (1 + g)T \quad (24)$$

En la ecuación de efecto riqueza de la seguridad social se reemplaza B por su equivalente.

$$\left(\frac{(1 + g)}{(1 + r)} \right) * T - T = \left(\frac{(1 + g)}{1 + r} - 1 \right) * T \quad (25)$$

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

en donde el efecto riqueza de la seguridad social puede ser positivo o negativo, dependiendo de si g es mayor o menor que r . Por ende, hay que destacar que en un sistema de reparto en auge lo que rinden los fondos de seguridad social en el propio sistema es mayor que lo que rendirían en el sistema financiero ($g > r$). Nótese, que si $g > r$, el paréntesis es positivo y por tanto el efecto riqueza también lo es. Esto quiere decir que los trabajadores o sus beneficiarios ven aumentados sus ingresos debido a la seguridad social.

Cuando el sistema de reparto entra en crisis, $g < r$ (el paréntesis es negativo). O sea, el sistema de seguridad social disminuye la riqueza de los trabajadores. Si en lugar de un sistema de reparto se tuviera un sistema fondeado (es decir, los impuestos T se metieran al sistema financiero), los beneficios serían iguales a:

$$B = (1 + r)T \quad (26)$$

Sustituyendo (26) en (21) obtenemos el consumo en la época de retiro con un sistema fondeado:

$$C_2 = (Y - T - C_1) * (1 + r) + (1 + r)T \quad (27)$$

Desarrollando, simplificando y agrupando los consumos de un lado de la ecuación y los ingresos del otro lado, tenemos:

$$C_1 + \frac{C_2}{(1 + r)} = Y \quad (28)$$

En el sistema fondeado, en el cual los impuestos se introdujeron al sistema financiero en cuentas individuales a nombre de los trabajadores, los fondos de la seguridad social no tienen efecto en la riqueza de un trabajador. Lo que pasa es que en el sistema de cuentas individuales T es ahorro privado forzoso que se hace ahorro público en el sentido que se pueden poner a disposición del sistema financiero para ser utilizados por el público y/o el gobierno. Así, el ahorro interno queda inalterado. Este proceso se le denomina efecto sustitución de activos.

No sucede lo mismo en un sistema no fondeado, como el de reparto el cual puede cambiar la riqueza del ciclo vital. Mientras el sistema está en auge, los retirados están recibiendo un efecto

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

riqueza positivo, puesto que sus beneficios son mayores que sus aportaciones debido a que $g > r$ y todas las contribuciones se destinan al pago de beneficios. Como ese efecto riqueza se recibe en el periodo de retiro y no se dejan herencias, todo ese aumento se destina al consumo. Es decir, el efecto riqueza se destina completamente al consumo y no hubo un aumento en el ahorro privado debido al funcionamiento del sistema de seguridad social. Este es el argumento de Feldstein que explica por qué el sistema de reparto desincentiva el ahorro privado.

5. Hipótesis

Las hipótesis de investigación son las siguientes:

- 1) El ahorro interno ha crecido después de la reforma de 1997, en niveles absolutos y como proporción del PIB.
- 2) El ahorro pensional ha aumentado tanto en niveles absolutos y como proporción del PIB.
- 3) El ahorro pensional afecta significativamente al ahorro interno en el largo plazo.

Las dos primeras hipótesis se basan en que el sistema de cuentas individuales puede crecer debido a los nuevos ingresantes y a las aportaciones y rendimientos del sistema. La tercera hipótesis se basa en una esperada creciente importancia del ahorro pensional como proporción del ahorro interno.

6. Fuente de Información

Las bases de datos utilizadas en esta investigación se obtuvieron del INEGI, Banco de México y Consejo Nacional de Población (CONAPO). Las series de tiempo que intervienen en el análisis son: ahorro interno, ahorro pensional, producto interno bruto y población. Las series de tiempo se homogenizaron a observaciones trimestrales del primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2006. En el Anexo 4 se presenta la base de datos utilizada en las estimaciones empíricas.

7. Metodología de la investigación empírica

En la investigación empírica se utilizarán los siguientes procedimientos estadísticos y econométricos: estimación de tendencias y cambios de tendencia, cointegración de series de tiempo con corrección de errores en el corto plazo. En el Anexo 5 se presentan los aspectos teóricos así como el resultado de estimaciones auxiliares.

8. La serie de tiempo del ahorro interno del primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2006

En este punto se presenta la construcción de la serie del ahorro interno y su análisis.

8.1 Construcción de la serie del ahorro interno como proporción del PIB

El ahorro interno se construyó a partir de datos trimestrales del Instituto Nacional de Geografía y Estadística (INEGI), desde el primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2006, de formación bruta de capital fijo, ahorro externo y la variación de existencias. La serie del ahorro interno se elaboró utilizando el método indirecto mencionado anteriormente en la sección 5.1.

Dado que el ahorro total (S_T) es la suma del ahorro interno (S_I) y el ahorro externo (S_E), entonces:

$$S_T = S_I + S_E \quad (29)$$

Mediante la identidad ahorro - inversión³ (I) se obtiene:

$$I = S_T \quad (30)$$

La inversión es igual a la Formación bruta de capital fijo (FBCF) más la variación de existencias (VE):

$$I = FBCF + VE \quad (31)$$

³ A la suma de formación bruta de capital fijo y variación de existencias (cambios en inventarios) se le denomina: formación bruta de capital o inversión bruta de capital.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

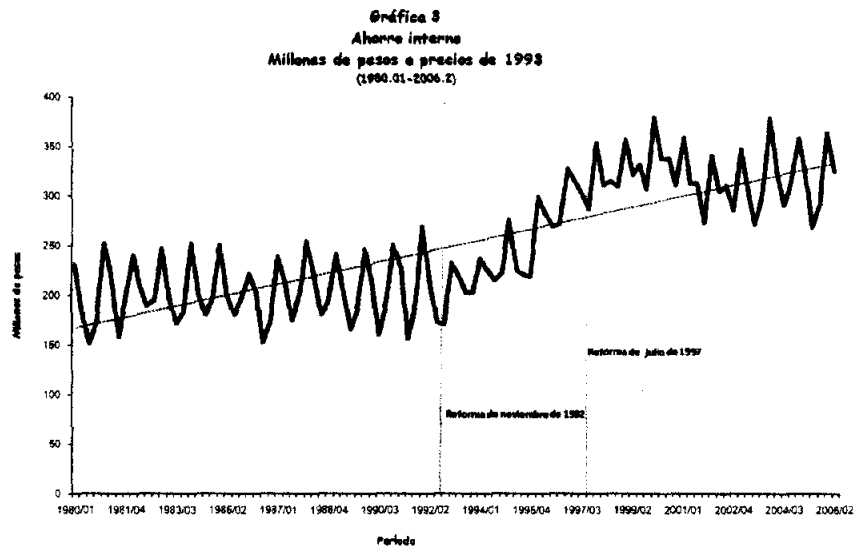
Resolviendo (30) en (31) tenemos:

$$FBCF + VE = S_I + S_E \quad (32)$$

Por último despejamos S_I :

$$S_I = FBCF + VE - S_E \quad (33)$$

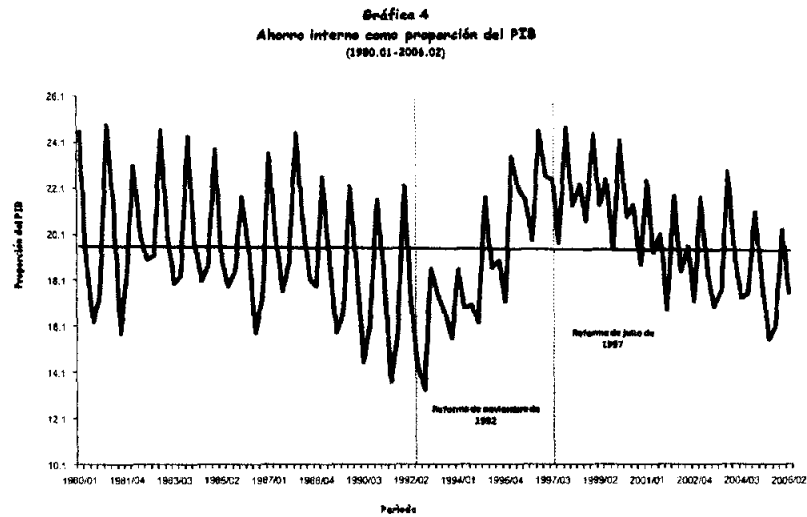
En la Gráfica 3 se presenta la serie del ahorro interno (SI) elaborada con este método:



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI. Indicadores económicos de coyuntura. Varios años.

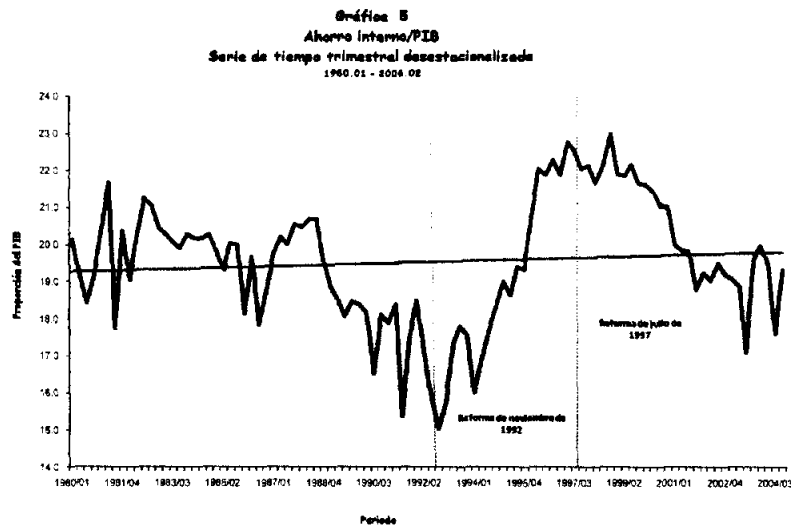
En la Gráfica 4 se presenta la serie del ahorro interno como proporción del PIB para los mismos periodos.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI. Indicadores económicos de coyuntura. Varios años.

Para tener otra visualización preliminar del comportamiento del ahorro interno, se procedió a realizar la desestacionalización de la serie mediante el método seasonal adjustment (Census X12), en Eviews (2000). El resultado se muestra en la Gráfica 5.



FUENTE: Elaboración propia con base a INEGI. Indicadores económicos y de coyuntura. Varios años.

Al respecto de la construcción de la serie de ahorro interno, el Fondo Monetario Internacional (2005: 26) opina: “Los problemas de medición asociados con los ahorros son significativos. La calidad de los datos difiere ampliamente y muchos países, incluyendo México, no publican datos oficiales de la composición de los ahorros. En lugar de ello, los ahorros privados deben ser calculados como un

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

'residuo de un residuo', en dos pasos: (i) Ahorro interno= Inversión bruta- Ahorros externos y (ii) Ahorro privado= Ahorro interno - Ahorro público. La inversión bruta puede llevar a errores sustanciales de medición debido a las dificultades en medir los inventarios. Por ejemplo, el Banco de México, observó discrepancias históricas entre las estimaciones de la formación bruta de capital fijo en términos nominales y reales del orden de tres puntos porcentuales del PNB". Estos autores, señalan que la tasa de ahorro privado anual promedio fue del orden del 18.4 del PNB durante 2000-2004.

8.2 Tendencias del ahorro interno

En el Cuadro 1 se presenta la estimación de la tendencia de la serie ahorro interno trimestral desde el primer trimestre de 1980 al segundo trimestre de 2006. Se utilizaron 3 series del ahorro interno: en miles de pesos de 1993, como proporción del PIB y como primera diferencia del logaritmo del ahorro interno.

Cuadro 1
Ahorro interno. Estimación de la tendencia
(1980.01-2006.02)

Variable dependiente	Ahorro interno en miles de pesos de 1993	Ahorro interno/PIB	D(LOG(Ahorro interno)) ¹
C	1.57 E+08 (0.0008)	0.2425 (0.0240)	0.0053 (0.0488)
T	1,621,797 (0.0065)	-0.0006 (0.5375)	
AR(1)		-0.0096 (0.8008)	-0.9299 (0.0000)
AR(2)	-0.0996 (0.0679)	-0.0010 (0.9796)	-0.9687 (0.0000)
AR(3)			-0.9024 (0.0000)
AR(4)	0.8746 (0.0000)	0.9278 (0.0000)	
MA(1)	0.5469 (0.0000)	0.4857 (0.0000)	0.3978 (0.0005)
MA(2)	0.5823 (0.0000)	0.2615 (0.0134)	0.3299 (0.0036)
MA(3)	0.3260 (0.0017)		-0.2607 (0.0273)
MA(4)		-0.2812 (0.0072)	
R ²	0.9345	0.8292	0.8508
Durbin-Watson	2.1144	1.9144	1.9218
LM-Test	0.1446	0.1127	0.5750
ARCH- Test	0.3092	0.4474	0.2322
No. de observaciones	102	102	102

*Entre paréntesis se reporta la significancia.

¹ Primera diferencia del logaritmo del ahorro interno.

El ahorro interno muestra una tendencia positiva en el tiempo del orden de 1,621,797 miles de pesos de 1993 o 0.5% medio trimestral—coeficiente de la variable tiempo T en la primera columna y

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

coeficiente de la constante C en la tercera columna, respectivamente. Sin embargo, el ahorro interno como proporción del PIB mantiene una tendencia constante en el tiempo, alrededor del 19.5%—cifra obtenida de la serie observada—o 24.2% según la ordenada al origen de la segunda columna.

En el Cuadro 2 se presentan las estimaciones de la tendencia de la serie de las primeras diferencias del ahorro interno antes y después de la reforma de 1997.

Cuadro 2
Ahorro interno a precios de 1993
Estimación de la tendencia antes y después de la reforma de 1997
Variable dependiente D(LOG(SI))

Constante	0.0076 (0.0186)*
Dummy	-0.0069 (0.2132)
AR(1)	-0.9374 (0.0000)
AR(2)	-0.9686 (0.0000)
AR(3)	-0.9102 (0.0000)
MA(1)	0.4024 (0.0004)
MA(2)	0.3107 (0.0057)
MA(4)	-0.2784 (0.0171)
R ²	0.8532
DW	1.9334
LM-Test (significancia)	0.5544
ARCH LM Test (significancia)	0.1230
Observaciones	102

*Entre paréntesis se reporta la significancia.

La tasa de crecimiento promedio trimestral del ahorro interno no presenta importantes cambios después de la reforma, tal como lo muestra el coeficiente de la variable Dummy con valor uno en el periodo posterior a la reforma de 1997.

Cabe destacar que el nivel promedio del ahorro interno presenta un aumento significativo después de la reforma: 319 a 215 miles de millones pesos de 1993⁴. Esto no significa que dicho aumento se deba exclusivamente a la reforma al sistema de pensiones pues dicha reforma fue contemporánea con otros cambios en el sistema financiero nacional.

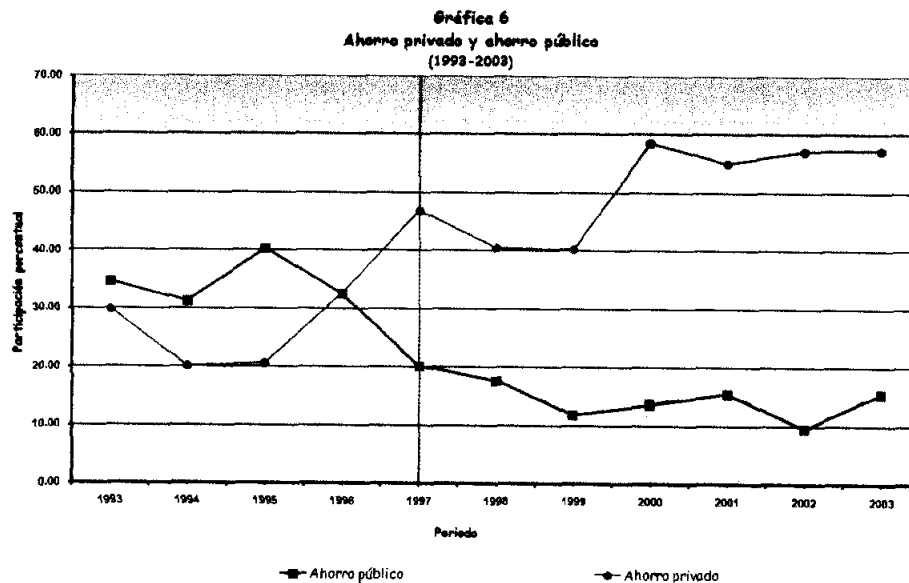
⁴ Se realizaron estimaciones econométricas utilizando la dummy con valor uno en el periodo posterior a la reforma. Además, se realizaron pruebas de diferencia de medias.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

El ahorro interno como proporción del PIB después de la reforma ha mantenido su nivel de largo plazo y presenta cambios aleatorios alrededor de dicha media. El promedio fue de 19.23 y de 19.97% antes y después de la reforma, respectivamente. Estos cambios no son estadísticamente significativos⁵.

8.3 La complementariedad del ahorro privado y del ahorro gubernamental

El objetivo de esta Sección es mostrar la complementariedad o *trade off* existente entre el ahorro privado y el ahorro público, ambos componentes del ahorro interno (Ver Gráfica 6). Esta complementariedad implica que a través del tiempo un aumento de uno de estos componentes viene acompañado con una correspondiente disminución del otro, lo que da como resultado una estabilidad en el ahorro interno⁶ (FMI 2005).



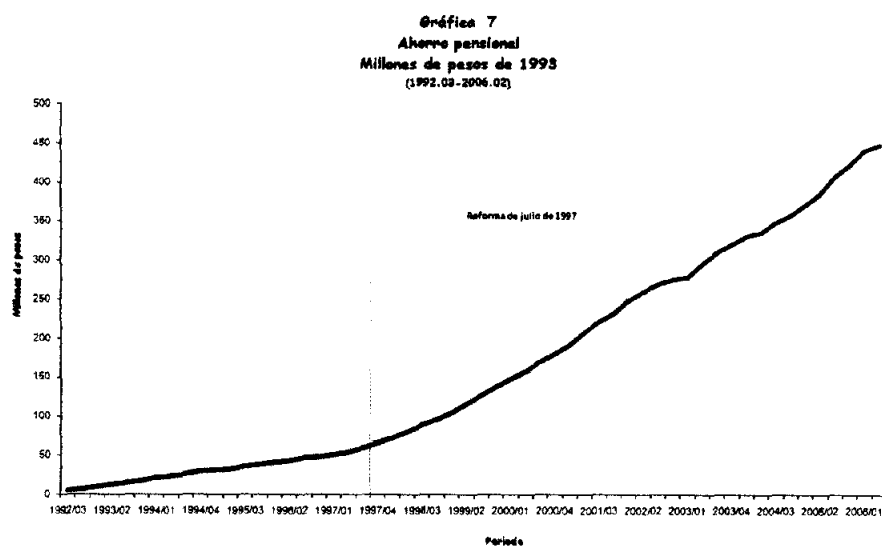
El ahorro privado incluye el ahorro privado voluntario y el forzoso (pensional). Se observa que a partir de la reforma el ahorro privado tiene una tendencia positiva. Tal como se dijo en la Sección 2, queda fuera de los alcances de esta investigación analizar este fenómeno de complementariedad así como el comportamiento del ahorro privado voluntario.

⁵ Se realizaron estimaciones econométricas utilizando la dummy con valor uno en el periodo posterior a la reforma. Además, se realizaron pruebas de diferencia de medias.

⁶ El coeficiente *r* de Pearson es -0.87.

9. La serie de tiempo del ahorro pensional del tercer trimestre de 1992 al segundo trimestre de 2006

En esta Sección se presenta el análisis de la serie de tiempo de ahorro pensional del tercer trimestre de 1992 (año en que se crea el Sistema de Ahorro para el retiro SAR) al segundo trimestre de 2006 (Gráfica 7).



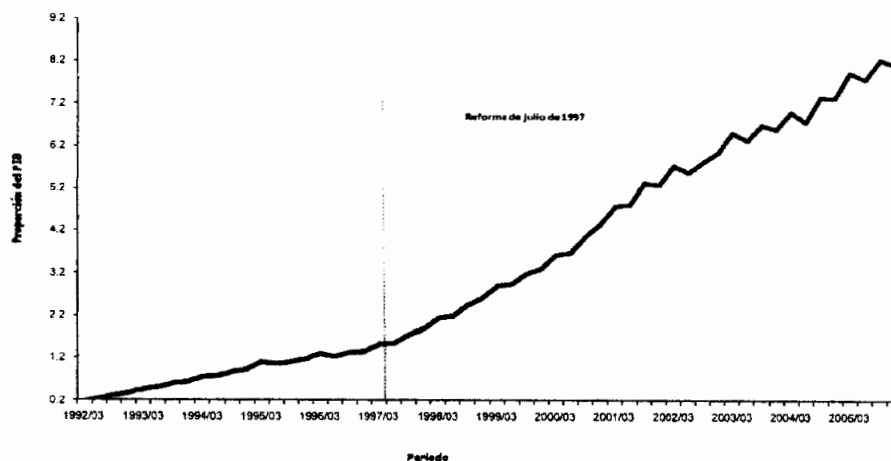
Fuente: Banco de México (Agregados monetarios) e INEGI (Indicadores económicos de coyuntura). Varios años.

El ahorro pensional es ahorro privado forzoso originado por las contribuciones a la seguridad social depositadas en las cuentas individuales, pilar 2 del sistema. Estos fondos incluyen aportaciones legales a cargo de los empleadores, de los trabajadores y del estado, así como los rendimientos generados por los fondos (Garro 2003).

En la Gráfica 8 se presenta la serie del ahorro pensional como proporción del PIB.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Gráfica 8
Ahorro pensional/PIB trimestral
1992.03-2006.02



FUENTE: Banco de México (Agregados monetarios) e INEGI (Indicadores económicos de coyuntura). Varios años.

En el Cuadro 3 se presenta la estimación de la tasa de crecimiento medio trimestral del ahorro pensional en miles de pesos de 1993, como proporción del PIB y en diferencias logarítmicas, del tercer trimestre de 1992 al segundo trimestre de 2006.

Cuadro 3
Ahorro pensional. Estimación de la tendencia
(1992.03-2006.02)

Variable dependiente	Ahorro pensional en miles de pesos de 1993	Ahorro pensional/PIB	D(LOG(Ahorro pensional)) ¹
C	-89,109,938 (0.0325)	-0.0495 (0.1358)	0.0543 (0.0000)
T	4,247,850 (0.0000)	0.0023 (0.0000)	
AR(1)	0.9718 (0.0000)	-0.0993 (0.0016)	0.7786 (0.0000)
AR(2)		0.0996 (0.0000)	
AR(4)	-0.0309 (0.4379)		
MA(1)	0.0915 (0.5972)	1.2935 (0.0000)	-0.4537 (0.0013)
MA(2)		0.2955 (0.0455)	
R ²	0.9994	0.9989	0.8531
Durbin-Watson	1.9009	2.0183	2.0277
LM-Test	0.4331	0.5353	0.3629
ARCH- Test	0.3603	0.2366	0.2245
No. de observaciones	54	54	54

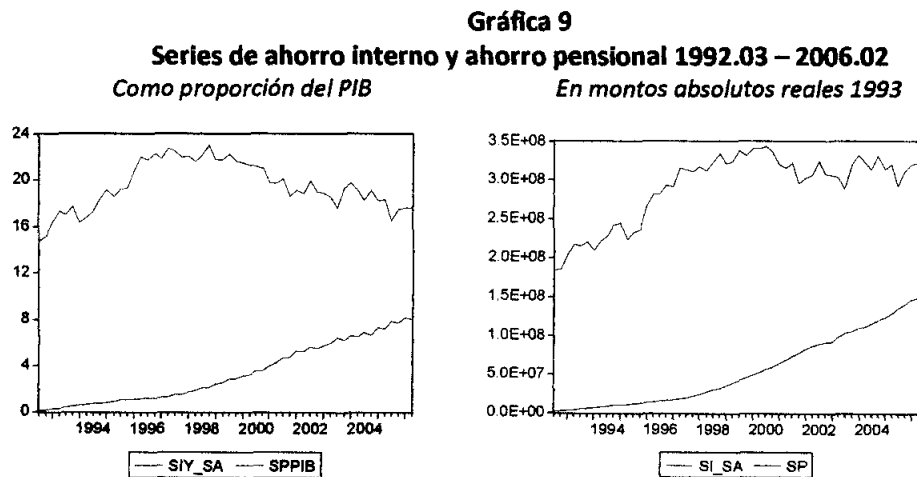
*Entre paréntesis se reporta la significancia.

¹ Primera diferencia del logaritmo del ahorro interno.

El ahorro pensional aumenta en 4,247,850 miles de pesos de 1993 en promedio por trimestre, o a una tasa de 5.43% media trimestral. Como proporción del PIB, la tasa de crecimiento es de 0.23% media trimestral. Así, este ahorro pensional representó el 0.14% del PIB en el tercer trimestre de 1992 y alcanzó el 8.05% en el segundo trimestre de 2006. Asimismo, cuando se introdujo el SAR el ahorro pensional representaba el 1% del ahorro interno; con la entrada en vigor de la reforma de 1997, el porcentaje se elevó al 6.5% y en el segundo trimestre del 2006 alcanzó el 46% (ver Anexo 4).

10. Metodología de la investigación empírica: Cointegración de las series de tiempo de ahorro interno y ahorro pensional

A continuación, la Gráfica 9 presenta las dos series como proporción del PIB y en montos absolutos (a precios constantes de 1993). El ahorro interno está representado por SIY_SA (SI_SA) y el ahorro pensional como SPPIB (SP). Ambas series son muy semejantes medidas de una u otra manera. Sin embargo, para los efectos de la cointegración se utilizarán las series en logaritmos naturales de los montos absolutos reales, siguiendo la sugerencia de Engle- Granger y Johansen (Eviews 2000).



Fuente: Elaboración propia con base en datos de Banco de México e INEGI. Varios años.

En esta sección de la investigación se analizará la relación o co- movimiento de corto y de largo plazo que guardan el ahorro interno y el ahorro pensional. La metodología empírica aplicada es: el método de Engle- Granger y el método de Johansen (ver Anexo 5).

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

El ejercicio propuesto considerará alternativamente los siguientes vectores A:

$$A_1 = [SI, SP, T]$$

$$A_2 = [SI, SP, PIBp, T]$$

donde *SI* es el ahorro interno; *SP* es el ahorro pensional; *PIBp* es el PIB per capita y *T* es la variable de tendencia. El primer vector considera al ahorro interno y al ahorro pensional como variables endógenas. Mientras que el segundo vector agrega una tercera variable endógena, el PIB per capita.

El período de la información empleada va de 1992 a 2006. Además, se toma el logaritmo natural de las series con el objetivo de estimar elasticidades.

10.1 Análisis de las series (orden de integración)

El orden de integración se refiere al número de veces que debe diferenciarse una serie para convertirla en estacionaria. Así, una serie que está integrada de orden *d*, $I(d)$, implica que la variable debe ser diferenciada *d* veces para convertirla en estacionaria. Si una serie original es estacionaria, se denomina integrada de orden cero $I(0)$ ⁷. Si se calcula la primera diferencia de una serie y ésta se vuelve estacionaria, se dice que es integrada de orden 1, $I(1)$; esto es, una caminata aleatoria o serie con raíz unitaria. Por otra parte, si una combinación lineal de dos variables $I(1)$ genera errores $I(0)$, se dice que ambas series están cointegradas.

Las pruebas formales para identificar la presencia de raíz unitaria en series de tiempo son: el estadístico de Dickey-Fuller (DF), el estadístico aumentado de Dickey-Fuller (ADF) y el estadístico de Phillips-Perron (PP). En este trabajo se emplea la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF).

En los Cuadros 4 y 5 se muestran las probabilidades asociadas al estadístico ADF para la prueba de raíz unitaria en nivel y en primeras diferencias, respectivamente. Con base en esta información, se observa que el ahorro interno (LnSI), el ahorro pensional (LnSP) y el Producto Interno Bruto per capita (LnPIBp) son series no estacionarias, con raíz unitaria en niveles.

⁷ Esto se refiere a que las series presentan media-varianza constante y no autocorrelación en el tiempo.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Cuadro 4
Análisis de estacionariedad

Serie	Prob. ADF en niveles									Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos	Ninguno	DW	No. de rezagos	
LnSI	0.2074	1.9684	4	0.8757	1.9544	4	0.9268	2.0396	4	I(1)
LnSP	0.2286	2.6052	1	0.8072	2.4797	1	0.9984	1.9617	3	I(1)
LnPIBp	0.9109	2.1125	5	0.1056	1.7379	4	0.9594	2.1225	4	I(1)

Según los resultados del Cuadro 5, se observa que las series LnSI, LnSP y LnPIBp en primeras diferencias no presentan raíz unitaria; por lo tanto, las series son estacionarias e integradas de orden 1, I(1).

Cuadro 5
Análisis de estacionariedad

Serie	Prob. ADF en primera diferencia									Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos	Ninguno	DW	No. de rezagos	
dLnSI	0.0142	2.0386	3	0.0185	1.9455	3	0.0016	2.0876	3	I(0)
dLnSP	0.0010	1.8714	3	0.0005	2.6681	0	0.0039	1.9226	3	I(0)
dPIBp	0.0000	1.7440	0	0.0000	1.7548	0	0.0000	1.7042	0	I(0)

10.2 Procedimiento de Engle-Granger

La metodología empírica de la prueba de cointegración de Engle y Granger se puede resumir en los siguientes pasos: (i) determinar el orden de integración de las variables incluidas en el modelo; (ii) estimar la relación funcional de largo plazo; (iii) comprobar si los residuos generados por dicha regresión son estacionarios, (iv) se realiza la prueba de cointegración a los residuos estimados y; (v) finalmente se estima el modelo de corrección de error.

Este procedimiento es aplicable a modelos uniecuacionales de dos o más variables. Se desarrolla en dos etapas: por una parte, se realiza la estimación de una ecuación estática de largo plazo (en donde todas las variables se expresan en el tiempo t) por mínimos cuadrados ordinarios, a la cual se le denomina regresión de cointegración. El siguiente paso, consiste en verificar si los residuos generados por la regresión estática sigan un proceso estacionario - ruido blanco⁸. De tal manera, que si se cumple esta condición se procede a estimar la ecuación de corto plazo o ecuación de corrección de errores.

⁸ Una serie ruido blanco es una serie estacionaria con media cero y varianza constante en el tiempo.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Relación de largo plazo

Dado que las series ahorro interno y ahorro pensional (ambas en logaritmo natural) resultaron ser integradas de orden $I(1)$, (ver Cuadro 4 y 5), se procede a la especificación y estimación de la siguiente función estática de largo plazo:

$$\ln SI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln SP_t + u_t \tag{34}$$

donde $\ln SI$ es logaritmo natural del ahorro interno; $\ln SP$ es logaritmo natural del ahorro pensional; β_0 es una constante; β_1 es el vector cointegrante y u es una medida del desequilibrio del ahorro interno en su trayectoria de largo plazo.

La prueba de Engle-Granger parte de la relación lineal de equilibrio de largo plazo definida por la ecuación (34). Los resultados se presentan en el Cuadro 6.

Cuadro 6

Variable dependiente LSI

C	14.387 (0.0000)*
LnSP	0.3183 (0.0000)
T	-0.01456 (0.0014)
R ²	0.6718
Durbin-Watson	1.4259
No. Observaciones	56

*Entre paréntesis se reporta la significancia.

Se aprecia que la relación de largo plazo o ecuación de cointegración entre el ahorro interno y el ahorro pensional es positiva. Así, un incremento de 1% en el ahorro pensional aumenta el ahorro interno en aproximadamente un 0.32%⁹. Por otra parte, el coeficiente asociado al tiempo denota una relación negativa con el ahorro interno aunque pequeña.

Para determinar si los residuos obtenidos de esta regresión estática son ruido blanco, se plantea la siguiente regresión:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \tag{35}$$

⁹ En el anexo 5 se presenta la prueba de causalidad de Granger para las series utilizadas. Estas pruebas permiten considerar a ambas series como variables endógenas. En esta investigación solo se explora la endogeneidad del ahorro interno.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

donde Δu_t es la primera diferencia de los residuos estimados y u_{t-1} es el primer retardo de los residuos estimados. A continuación, se evalúan las siguientes hipótesis con la prueba ADF:

H_0 : existencia de una raíz unitaria ($\rho=1$) o de no cointegración.

H_1 : existencia de cointegración de las variables definidas en la regresión estática ($\rho=0$), por lo que los residuos siguen un proceso estacionario.

Los resultados se muestran en el Cuadro 7, los residuos son estacionarios en nivel.

Cuadro 7
Prueba de raíz unitaria al término de error de largo plazo

Serie	Prob. ADF en nivel						Ninguno	DW	No. de rezagos	Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos				
u	0.0000	1.9622	0	0.0002	1.9629	0	0.0000	1.9622	0	I(0)

De acuerdo con Gujarati (1997: 711), un método alternativo para determinar si el ahorro interno y el ahorro pensional están cointegrados es la prueba Durbin Watson sobre la regresión de cointegración (DWRC). Esta prueba consiste en contrastar el valor d de la prueba Durbin-Watson obtenido de la regresión de cointegración con los valores críticos al 1%, 5% y 10% (0.511, 0.386 y 0.322, respectivamente). En esta prueba, las hipótesis son las siguientes:

H_0 : $DW=0$. Las variables no están cointegradas.

H_1 : $DW>0$. Las variables están cointegradas.

Dado que el DW estimado es de 1.4259 (Cuadro 3), se concluye que las variables originales están cointegradas.

Ecuación de corrección de error (MCE)

Una vez analizada la dinámica de largo plazo, bajo el enfoque de Engle-Granger, el siguiente paso es determinar las relaciones de corto plazo entre el ahorro interno (InSI) y el ahorro pensional (InSP). En la relación de corto plazo o ecuación de corrección de error se introduce el término de error con un rezago, las variables en primeras diferencias en el tiempo t y en $t-i$ (con $i = 1,2,3,\dots,6$ recomendado este número de rezagos para series trimestrales)(Eviews 2000).

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

El mecanismo de corrección de error tiene como finalidad relacionar el comportamiento de corto y largo plazo de las variables. Este mecanismo está representado por el siguiente modelo¹⁰:

$$\Delta \ln SI_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln SP_t + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

donde Δ denota la primera diferencia de las variables SI y SP, respectivamente; u_{t-1} es el mecanismo de corrección de error que indica la corrección del desequilibrio a corto plazo y β_2 representa el término de corrección de error. Asimismo, β_2 indica la proporción del desequilibrio en SI que es corregido en el siguiente período. Mientras más cerca esté β_2 a 1, más rápido será el ajuste hacia el equilibrio.

Este modelo es una forma de conocer si un deslizamiento (o desequilibrio) desaparecerá en el corto plazo o si se mantendrá a través del tiempo; o sea, si el desequilibrio es provocado por un único shock o por una continuidad de shocks.

En el Cuadro 8 se presenta la ecuación de corrección de error estimada, además de los estadísticos LM-Test (para poner a prueba la existencia de autocorrelación) y ARCH-Test (para analizar la presencia de heteroscedasticidad).

Cuadro 8

Variable Dependiente	LnSI
U(-1)	-0.4651 (0.0000)
DLSP	0.0699 (0.8305)
DLSP (-2)	0.9921 (0.0076)
DLSP (-5)	0.8519 (0.0002)
DLSI (-4)	0.7013 (0.0000)
DLSI (-5)	0.1666 (0.0321)
R ²	0.8524
DW	2.2737
LM-Test	0.1485
ARCH-Test	0.1404
No. observaciones	50

*Entre paréntesis se reporta la significancia.

¹⁰ El comportamiento de corto plazo viene definido por: $u_{t-1} = \Delta \ln SI_t - \beta_0 - \beta_1 \Delta \ln SP_t$, en tanto el comportamiento de largo plazo (regresión de cointegración) es: $\ln SI_t = \beta_0 + \beta_1 \ln SP_t + u_t$

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

En el Cuadro 8 se muestra la ecuación de corrección de error de corto plazo, donde se incluyeron los valores contemporáneos y en diferentes rezagos para DLSI y DLSP. El término de corrección de error (u_{t-1}) presentó un coeficiente con signo negativo y estadísticamente significativo, lo que confirma que las series están cointegradas. Los resultados de las pruebas a los residuos (LM y ARCH) indican la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad.

De esta relación de corto plazo destaca un elemento importante: la tasa de crecimiento del ahorro pensional contemporáneo no tiene un efecto (carece de significancia estadística) en el comportamiento de corto plazo de la tasa de crecimiento del ahorro interno; sin embargo, la tasa de crecimiento del ahorro pensional de dos y cinco trimestres anteriores tiene un efecto positivo y significativo en la tasa de crecimiento del ahorro interno en un trimestre dado.

Además, la tasa de crecimiento del ahorro interno en el corto plazo se ve influenciada por su propia dinámica en el tiempo. Específicamente, por la tasa de crecimiento del ahorro interno en el cuarto y quinto trimestre anteriores. A su vez, el término de error tiene un coeficiente de regresión (velocidad de ajuste) marginalmente moderado (0.46). Esto implica que para reestablecer completamente los desajustes de largo plazo del ahorro interno, el tiempo de ajuste sería, aproximadamente, de 3.76 a 7.53 trimestres¹¹.

10.3 Método de cointegración de Johansen

De acuerdo con la propuesta de Johansen, la prueba de cointegración permite calibrar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre más de dos variables. Suponiendo n variables endógenas (para efectos empíricos) de orden de integración $I(1)$, podrían existir hasta $n-1$ relaciones de cointegración linealmente independientes.

El método de Johansen se basa en un modelo autorregresivo VAR, donde no se requiere definir *a priori* las variables exógenas y endógenas y donde se admite la posibilidad de que exista más de un vector de cointegración¹². Por ello, es de carácter más general que el método Engle-Granger.

La representación del modelo de Johansen es la siguiente:

¹¹ X (número de periodos para el ajuste) $= \ln(1-g)/\ln(1-|\alpha|)$; g : porcentaje del choque a eliminar. Se supuso $g=90$ y 99% .

¹² Las pruebas de causalidad de Granger se presentan en el Anexo 5.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Donde y_t es un vector de n variables no estacionales; $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; $\Pi y_{t-1} = \sum_{i=1}^p A_i - I$ es una matriz n por n cuyo rango podría ser a lo más igual a n y ε_t indica el vector de innovaciones. El rango de la matriz Π determina el rango de cointegración de las series. Si Π representara un rango r reducido ($0 < r < n$), las series estarían cointegradas y el número de relaciones de cointegración vendría dado por r . En este caso, $\Pi = \alpha \beta'$, donde α y β son matrices de orden $n \times r$ (la normalización de β indica los parámetros de largo plazo del modelo) y $\beta' y_t$ es $I(0)$. La matriz $\beta' y_{t-k}$ representa el conjunto de r mecanismos de corrección de error, en tanto que α señala el parámetro de ajuste.

El procedimiento empírico del método de Johansen se resume de la siguiente forma: (i) determinar el orden de integración de las series; (ii) especificar un modelo VAR con las series que resulten integradas de orden uno, $I(1)$; esto implica seleccionar la longitud óptima del rezago del modelo VAR (que asegure que los residuos son ruido blanco), especificar posibles variables determinísticas y realizar el diagnóstico de estabilidad a los residuos (LM-Test y White Heteroskedasticity) del VAR estimado; (iii) aplicar el procedimiento de Máxima Verosimilitud al vector autorregresivo con el fin de determinar el rango r de cointegración del sistema, para lo cual se utiliza la prueba de traza y la prueba de máximo valor propio y (iv) estimar el modelo de corrección de errores.

La evaluación empírica se realizó con las variables LnSI y LnSP.

Relación de largo plazo

En el sistema que incluye el ahorro interno y el ahorro pensional se consideró una longitud óptima de cinco rezagos, de los cuales se excluyó el rezago número tres, por no presentar una significancia estadística individual, según la prueba de exclusión de rezagos (ver Anexo 5).

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Ecuación de cointegración (relación de largo plazo)

Los estadísticos de Traza y del Máximo valor propio identificaron la presencia de una relación de cointegración, en la cual se incluye una tendencia. Las estimaciones se muestran en la ecuación (38):

$$LSI - 0.3421*LSP + 0.0157*T = 0$$

$$LSI = 0.3421*LSP - 0.0157*T \quad (38)$$

(-0.09252) (-0.00606)

donde los coeficientes de regresión estimados son estadísticamente significativos según lo muestran los errores estándares (entre paréntesis).

De la ecuación (38) se deduce que, en el largo plazo, el ahorro pensional influye positivamente en el ahorro interno: ante un aumento en el ahorro pensional de un 1%, el ahorro interno aumenta en un 0.34%. Por otra parte, se observa que el ahorro interno disminuye a una tasa marginal trimestral de alrededor de 0.016%.

Ecuación de cointegración y corrección de error (relación de corto plazo)

En la ecuación (39) se muestra la relación de corto plazo entre las variables involucradas:

$$D(LSI) = -0.4819*(LSI_{t-1} - 0.3421*LSP_{t-1} + 0.0157*T - 14.0029) + 0.7188*D(LSI_{t-4}) + 0.2531*D(LSI_{t-5}) + 1.2509*D(LSP_{t-2}) + 0.7749*D(LSP_{t-5}) \quad (39)$$

La expresión en cursivas representa el modelo de corrección de errores. El coeficiente asociado al término de corrección de error es -0.48, el cual mide la velocidad de ajuste del ahorro interno hacia su equilibrio. El signo negativo estimado es el esperado, ya que si el ahorro interno se encontrara por encima de su nivel de equilibrio (dado el valor de las restantes variables), la misma tendería a ajustarse a la baja para aproximarse a su valor de equilibrio a largo plazo. El mecanismo de corrección de error estimado implica una velocidad de ajuste moderada, de 48.19%, con lo que el desequilibrio se corrige entre 3.5 y 7 trimestres.

El primer término entre paréntesis del lado derecho de la igualdad recoge la relación de largo plazo existente entre el ahorro interno y el ahorro pensional que viene dada por:

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

$$LSI_{t-1} - 0.3421 * LSP_{t-1} + 0.0157 * T - 14.0029 = 0$$

$$LSI_{t-1} = 14.0029 + 0.3421 * LSP_{t-1} - 0.0157 * T$$

El signo del parámetro del ahorro pensional es el esperado. Es decir, a largo plazo, un aumento (reducción) del ahorro pensional se traduce en aumento (disminución) del ahorro interno, como también se obtuvo en la sección anterior.

La dinámica de corto plazo viene dada por las variables en diferencia rezagadas. Así por ejemplo, la tasa de crecimiento del ahorro interno en el corto plazo, se ve influenciada por su propia dinámica en el tiempo, específicamente por el cuarto y quinto trimestre anteriores, y por la tasa de crecimiento del ahorro pensional en el segundo y quinto trimestres anteriores. Es importante destacar que estos resultados son semejantes a los obtenidos mediante el método de Engle-Granger, ver Cuadro 9.

Cuadro 9

Variable	Engle – Granger	Johansen	Engle –Granger	Johansen
	Independiente LSI	Largo plazo	Corto plazo	Corto plazo
C		14.3870		14.0029
LSP		0.3183		0.3421
T		-0.0235		-0.0157
U(1)			-0.4575	-0.4819
DLSP(-2)			1.0407	0.0934
DLSI(-4)			0.6993	0.7189
DLSI(-5)			0.1621	0.2531
DLSP(-5)			0.8426	0.7749

10.4 Modelo ampliado

En esta sección, se presentan los resultados de una estimación adicional, en la cual se introduce el Producto Interno Bruto per cápita (PIBp), con periodicidad trimestral. Si bien es cierto que el objetivo era vislumbrar la relación de largo plazo entre el ahorro interno y el ahorro pensional, ahora se introduce esta variable para determinar su influencia en dicha relación de largo plazo.

Por ejemplo, en la literatura empírica para el caso de América Latina se concluye que el PIB per cápita (proxy del ingreso) tiene un efecto positivo sobre las tasas de ahorro (Schmidt- Hebbel 1992;

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Schmidt-Hebbel y Servén 2000). Por otra parte, en la teoría del ingreso permanente, se predice que un mayor crecimiento económico reduce el ahorro corriente mientras que en el modelo del ciclo vital, el efecto del crecimiento sobre el ahorro es ambiguo (Loayza, 2001). En esta investigación se concluyó que hay un efecto positivo, del orden de una elasticidad aproximada de 1.40%.

Prueba de cointegración de Johansen para PIB per capita

Siguiendo las acotaciones antes mencionadas, se realizó la prueba de cointegración entre el ahorro interno, el ahorro pensional y el PIB per cápita aplicando la metodología de Johansen. El análisis individual del PIBp, empleando la prueba ADF, muestra que la serie es integrada de orden $I(1)$. El sistema VAR constituido con estas variables tuvo una longitud óptima de cinco rezagos. No obstante, al realizar la prueba de exclusión de rezagos, el rezago número dos individualmente careció de significancia estadística.

Asimismo, con la prueba de exogeneidad en bloque se puede concluir que para efectos empíricos, el ahorro pensional y el PIBp pueden ser considerados como variables endógenas en el sistema. Las pruebas de LM y de White, indicaron la ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad; adicionalmente, el sistema VAR satisface la condición de estabilidad (ver Anexo 5).

Satisfechos estos requisitos estadísticos se procedió a la prueba de cointegración de Johansen. De estos resultados se pueden extraer las siguientes interpretaciones para la relación de largo plazo (ver Anexo 5): el comportamiento de largo plazo del ahorro pensional denota una relación positiva con el ahorro interno, es decir, el ahorro interno tiene una respuesta significativa ante un choque en el ahorro pensional. Así, un aumento en el ahorro pensional de un 1% genera un aumento aproximadamente de 0.28% en el ahorro interno en el largo plazo. En el caso del PIBp, éste presenta una correlación positiva con el ahorro interno en el largo plazo: un aumento en PIB per cápita del 1% origina un incremento alrededor del 1.41% sobre el ahorro interno.

Además, se observa que a través del tiempo, el ahorro interno ha mostrado un pequeño decremento marginal, alrededor de 0.023% trimestral. Sin embargo, podría inferirse con este resultado que durante el período de análisis el ahorro interno ha mostrado un comportamiento constante (semejante a la estimación del apartado anterior).

Ecuación de cointegración y modelo de corrección de error

$$\begin{aligned}
 D(LSI) = & -0.4264*(LSI_{t-1} - 0.2831*LSP_{t-1} - 1.4087*LPiBP_{t-1} + 0.0235*T - 1.6929) - \\
 & 0.3208*D(LSI_{t-1}) + 0.8245*D(LSI_{t-4}) + 0.4737*D(LSI_{t-5}) - 0.6286*D(LSP_{t-5}) + \\
 & 0.8588*D(LPiBP_{t-1}) - 1.2533*D(LPiBP_{t-5}) + 0.0483
 \end{aligned}
 \tag{40}$$

En la ecuación (40) la expresión en cursivas representa el modelo de corrección de errores (MEC). El coeficiente asociado al término de corrección de error es -0.426, el cual mide la velocidad de ajuste del ahorro interno hacia su equilibrio. Esta velocidad de ajuste se puede considerar como moderada, lo que muestra una convergencia de mediana velocidad del ahorro interno hacia su nivel de equilibrio de largo plazo. Esto es, cualquier desequilibrio transitorio se corrige entre 4.1 y 8.2 trimestres. El primer término entre paréntesis del lado derecho de la igualdad recoge la relación de largo plazo existente entre el ahorro interno, el ahorro pensional y el PIB per cápita, la que viene dada por:

$$LSI_{t-1} - 0.2831*LSP_{t-1} - 1.4087*LPiBP_{t-1} + 0.0235*T - 1.6929 = 0$$

$$LSI_{t-1} = 0.2831*LSP_{t-1} + 1.4087*LPiBP_{t-1} - 0.0235*T + 1.6929$$

En la cual el signo del parámetro del ahorro pensional y del PIB per cápita es el esperado. Es decir, a largo plazo, un aumento (reducción) del ahorro pensional y/o del PIB per cápita se traducen en aumento (disminución) del ahorro interno, como se explicó arriba.

La dinámica de corto plazo viene dada por las variables en diferencia rezagadas. Así por ejemplo, la tasa de crecimiento del ahorro interno en el corto plazo, se ve influenciada por su propia dinámica en el tiempo, específicamente por el primero, cuarto y quinto trimestre anteriores, por la tasa de crecimiento del ahorro pensional del quinto trimestre anterior y por la tasas de crecimiento del PIB per cápita del primer y quinto trimestres pasados.

10.5 La serie del ahorro interno neto del ahorro pensional

En esta Sección se utiliza la serie del ahorro interno neto del ahorro pensional, como sustituta de la serie del ahorro interno. En el Cuadro 10 se presentan los resultados de la cointegración a corto y largo plazo.

Cuadro 10

	Método de Engle-Granger	Método de Johansen	Método Engle-Granger	Método Johansen
	Largo Plazo		Corto Plazo	
C	11.6312*			
LnSP	0.5059*	0.6305*		
T	-0.0389*	0.0437*		
E(-1)			-0.2225*	-0.2826*
DLSP			-0.2169**	
DLSN(-4)			0.8431*	0.8671*

* Significativo para cualquier nivel de significancia.

**No significativa para cualquier nivel de significancia.

Se estima una relación positiva de largo plazo entre el ahorro interno neto y el ahorro pensional: un incremento de 1% en el ahorro pensional aumenta el ahorro interno neto entre 0.51% y 0.63%. Estas estimaciones son mayores a las obtenidas con la serie del ahorro interno, lo cual refleja la importancia de la influencia del ahorro pensional en los otros componentes del ahorro interno. Sin embargo, se mantiene la no significancia de la relación de corto plazo¹³. Por lo tanto, dado que existe un cambio en el ahorro pensional se va a generar un cambio en el ahorro neto; éste podría aumentar debido a que existe un ahorro forzoso, dado que el comportamiento de los agentes económicos se está modificando ya que están dispuestos a cambiar su ahorro de corto plazo por ahorro de largo plazo. Las razones por las cuales cambie aumente el ahorro neto de pensiones en el largo plazo pueden ser: i) la población puede aumentar el ahorro voluntario debido a una mayor conciencia del aumento en la esperanza de vida; ii) la población puede tomar una mayor conciencia de la dificultad de los jóvenes en financiar a los adultos mayores retirados y iii) la población puede tener una mayor conciencia que para retirarse tempranamente debe aumentar su ahorro privado, para financiar cierto nivel de consumo esperado. Por otra parte, el estado puede aumentar su ahorro gubernamental debido al aumento en el ahorro pensional.

¹³ En el anexo 6 se presentan las estimaciones.

11. Conclusiones

La presente investigación tuvo dos objetivos principales: el análisis teórico del funcionamiento de un sistema de pensiones basado en cuentas individuales y el análisis empírico para el caso de México. En ambos casos se privilegia el estudio del efecto de las reformas del sistema de pensiones en el ahorro interno.

Del análisis teórico podemos desprender algunas conclusiones importantes. La sustitución de un sistema de reparto a un sistema de cuentas individuales tiene el efecto de cambiar el destino de las contribuciones a la seguridad social. En el sistema de reparto, dichas contribuciones se utilizan para el pago de las pensiones en curso y para otros usos, tales como el financiamiento de gastos corrientes o de inversión gubernamental; cabe destacar que se puede suponer que las pensiones se destinan al consumo más que al ahorro. En este sistema no hay obligación de crear reservas por parte del organismo gubernamental administrador. En el sistema de cuentas individuales, las contribuciones depositadas en las cuentas representan un ahorro forzoso privado canalizado al sistema financiero. Por lo tanto, cabe la posibilidad de que aumente el ahorro interno debido a la acumulación de ahorro pensional y de que aumente dicho ahorro interno.

A nivel empírico, la relación entre el ahorro interno y el ahorro pensional no es conclusiva en América Latina, lo que ha conducido a un intenso debate y diversas interpretaciones respecto a dicha relación. Lo que es indudable es el aumento sostenido en los montos del ahorro pensional así como del ahorro pensional como porcentaje del ahorro interno.

Para el caso de México, se analizó el comportamiento del ahorro interno antes y después de la reforma al sistema de pensiones, iniciada en 1992 y complementada en 1997, así como el comportamiento del ahorro pensional después de las reformas. El análisis abarcó el período de 1980-2006 y 1992-2006, respectivamente. Por otra parte, se estudió la relación de largo plazo entre el ahorro pensional y el ahorro interno. En las estimaciones se utilizó el método de regresión lineal con series de tiempo y pruebas de cointegración (Engle – Granger y Johansen).

En el análisis empírico realizado se comprobó que el ahorro interno ha aumentado significativamente después de la reforma, pasando de un promedio trimestral de 217 a 319 miles de millones de pesos de 1993. No obstante, la tendencia de largo plazo se mantiene con un crecimiento

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

medio trimestral del orden de 0.5%. El ahorro interno como proporción del PIB no ha experimentado cambios en su nivel y en su tendencia después de la reforma: el promedio trimestral se mantiene alrededor del 19.5%. Por lo tanto, se comprobó la hipótesis 1 sobre el aumento esperado en los montos de ahorro interno. Sin embargo, no ha habido cambios significativos en la tasa de crecimiento en el largo plazo y en el nivel del ahorro interno como proporción del PIB.

Por su parte, el ahorro pensional tiene una tasa de crecimiento media trimestral del orden de 4,247,850 miles de pesos de 1993 o a una tasa de 5.43% media trimestral. Por lo tanto, se comprobó la expectativa de la hipótesis 2.

En esta investigación no se pretende analizar las causas del comportamiento en el ahorro interno. En cambio, el objetivo es aislar el efecto del ahorro pensional en el ahorro interno. Para ello se aplicaron pruebas empíricas de cointegración, con base en el método de Engle-Granger y de Johansen, los cuales se efectuaron en tres etapas: 1) se estableció una relación funcional entre el ahorro interno y el ahorro pensional, la cual fue evaluada con ambos métodos; 2) se consideró una segunda relación funcional entre el ahorro interno neto de ahorro pensional y el ahorro pensional y 3) se consideró una tercera relación funcional entre el ahorro interno, el ahorro pensional y el Producto Interno Bruto per cápita, la cual se evaluó con el método de Johansen. Según los resultados obtenidos, en todos los casos analizados, se obtuvo que en el largo plazo el ahorro pensional tiene un efecto positivo sobre el ahorro interno; esto es, ambas variables tienen una correlación o co-movimiento en el tiempo.

Así, en el largo plazo, un cambio del 1% en el ahorro pensional genera un cambio de entre 0.32% y 0.34% en el ahorro interno y un cambio entre 0.50% y 0.63% en el ahorro interno neto de ahorro pensional. En el corto plazo, un alejamiento del ahorro interno de su tendencia de equilibrio de largo plazo tenderá ajustarse entre periodos que van de 3.5 a 7.5 trimestres; un alejamiento del ahorro interno neto tenderá a ajustarse entre 7 y 14 trimestres, aproximadamente. En la tercera relación funcional, un cambio del 1% en el ahorro pensional y/o en el Producto Interno Bruto per capita generan un cambio de 0.28% y 1.41%, respectivamente, en el ahorro interno. En el corto plazo, se obtienen similares resultados a los del modelo anterior. Por lo tanto, se comprobó lo esperado en la hipótesis 3.

Esta investigación sugiere que la reforma al sistema de pensiones ha aumentado significativamente el ahorro interno pero dicho aumento se ha producido en los años inmediatos siguientes a dichas

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

reformas como si se tratara de un choque aleatorio. En pocos años, el ahorro interno vuelve a tener la tendencia observada en el largo plazo. Este hallazgo va en consonancia con lo encontrado por Barr (2002), Mesa-Lago (2004), Gill, Packard, Yermo (2005) y Corbo, Schmidt-Hebbel (2003).

Al contrario que Uthoff (2001) en su investigación sobre Chile, el aumento en el nivel de ahorro interno en México a partir de las reformas ha sido significativo. Al igual que Valdés y Prieto (2001) se puede afirmar en esta investigación que la reforma al sistema de pensiones no es la única manera de aumentar el ahorro interno. Al igual que Loayza, *et al* (2001) se puede afirmar en esta investigación que se lograrían efectos positivos adicionales sobre el ahorro interno aumentando el ingreso per capita y mejorando el funcionamiento de mercado de capitales. Guillén (2001) sostiene que se debe aumentar el ahorro de las familias con el objeto de estimular la inversión productiva. En esta investigación se puede afirmar que la reforma al sistema de pensiones ha aumentado el ahorro forzoso de las familias y que, en el largo plazo, influye positivamente en el ahorro interno neto del ahorro pensional.

Quedaron fuera de los límites de esta investigación varios tópicos relacionados, tales como: el análisis de los determinantes del ahorro interno; del lento crecimiento en el largo plazo del ahorro interno; del efecto complementario observado entre ahorro privado y ahorro gubernamental, el estudio de los determinantes del ahorro privado voluntario y del ahorro pensional en el caso de México. Serán objetivos de investigaciones futuras.

12. Bibliografía

- Acosta L. O., Ulpiano A. (2001). Reformas pensionales y costos fiscales en Colombia, *Serie financiamiento del desarrollo*, núm. 116, CEPAL, noviembre.
- Alvarenga, L. (2002). A cinco años de la reforma de pensiones en El Salvador y su impacto en la equidad de género. *Serie Mujer y Desarrollo*, núm. 43, CEPAL.
- Apella I. (2006). Demanda heterogénea y segmentación de mercado: el sistema argentino de fondos de pensiones", *Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población de la CEPAL*, Agosto.
- Arenas de Mesa C. A. y Gana C. P. (2001). "Reforma a los sistemas de pensiones y los desafíos de la dimensión de género", *Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) – División de Población de la CEPAL*, Serie Población y desarrollo N° 18, CEPAL, Octubre.
- Aspe, A. P. (1993). *El camino mexicano de la transformación económica*, Cátedra en el ciclo de conferencias The Lionel Robbins Lectures 1992 de la London School of Economics, Fondo de Cultura Económica, Segunda edición en español, México, pp. 62-110.
- Banco de México, *Indicadores Económicos*, Dirección de Investigación Económica, publicación mensual, varios años, México.
- Banco de México. www.banxico.org.mx
- Banco Mundial (1994). *Averting the old age crisis: Policies to Project the old and promote Growth*, Oxford University Press, Washington D.C., U.S.A .
- (2001). Social protection sector strategy: from safety net to springboard, Publication 2143, World Bank sector strategy, sector: Other social protection, vol. 1. 30 January, Washington D. C., USA.
- Barr N. (2002). "Garantía de los derechos proporcionada por los regímenes de prestaciones privados", FMI, conferencia sobre la iniciativa de la AISS, Vancouver, Canadá.
- Barro, R. (1991). *Economic growth in a cross section of countries*, Quarterly Journal of Economics, vol. 106, pp. 407-444.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin X. (1995). *Economic Growth*, Mc. Graw Hill, New York, Unites States, pp. 128-136.
- Boadway, R. E. W., (1984). *Public Sector Economics*, Little Brown and Company. Toronto, Canadá.
- Boletín estadístico AIOS (2005). Núm. 14. *Asociación Internacional de Organismos de Supervisión de Fondos de Pensiones*, Diciembre.
http://www.aiosfp.org/estadisticas/boletines_estadisticos/boletin16.pdf
- Castiglioni R. (2005). *Reforma de pensiones en América Latina: orígenes y estrategias, 1980-2002*, Escuela de Ciencia Política, Universidad Diego Portales, Chile.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

- Corbo V. Schmidt-Hebbel K. (2003). *Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile*, Septiembre.
- Consortio de Investigación Económica y Social (CIES) (2003). *Informe final de investigación, Análisis del sistema privado de pensiones desde un enfoque de costos hundidos endógenos*. Marzo.
- Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS) (2002). Problemas de financiación y opciones de solución. Informe sobre la Seguridad Social en América. México.
- Dornbusch R., Fisher S., Startz R., (2002). *Macroeconomía*, Octava Edición, Ed. Mc. Graw Hill. Madrid, España, pp. 310-331.
- Evia V. J. L, Fernández M. M. (2004). *Reforma de pensiones y valoración del seguro social de largo plazo en Bolivia*, Instituto de Investigaciones Socio Económicas, Bolivia, Febrero.
- EViews 4 (2000). *User's Guide*. Quantitative Micro software. U. S. A.
- Feldstein M. (2000). *El efecto de la seguridad social sobre el ahorro (1974-1981)*, La economía del sistema de pensiones de la seguridad social, Miguel Angel López G. (Comp.), Centro de Publicaciones Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid, España, pp.341-362.
- Fondo Monetario Internacional (2005). IMF Country Report No. 05/428, Diciembre.
- Garro N. (2003). La seguridad social en México. Contribuciones y prestaciones. 1983-2001. Revista Seguridad Social. Número 243. Julio-agosto 2003. Conferencia Interamericana de Seguridad Social. pp. 17-35.
- Gill I., Packard T., Yermo J. (2005). *Keeping the promise of social security in Latin America*, Washington, D. C., The World Bank, Stanford University Press, U.S.A.
- (2005) *Keeping the promise of old age income security in Latin America: a regional study of social security reforms*, Washington, D.C., U.S.A, Banco Mundial, documento preliminar.
- Gonzales de O. E., Lévano C. C. (1998). Llontop L. P., *Determinantes del ahorro interno y ajuste estructural en el Perú, 1990-1995*, Banco Interamericano de Desarrollo, Documento de Trabajo R-327. Washington, D. C. Enero.
- Guillén R. H. (2000). Hacia la homogeneidad de los sistemas de jubilación, *Comercio Exterior*, vol.50, núm. 1, México, Enero, pp. 6-14.
- Gujarati D. N. (1997). *Econometría*, tercera edición, McGraw-Hill Interamericana, S. A.
- Holzmann, Hinz. (2005). *Soporte del Ingreso en la Vejez en el Siglo XXI: Una perspectiva internacional de los sistemas de pensiones y de sus reformas*. Banco Mundial, Washington, D.C., U.S.A., Julio.
- IEG-Grupo de evaluación independiente (2006). Reforma y reestructuración de los sistemas de pensiones. Evaluación de la asistencia prestada por el Banco Mundial, Banco Mundial, Washington, D. C., U.S.A.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). www.inegi.gob.mx

Johnston, J. y Dinardo, J. (2001). *Métodos de Econometría*. ed. Vines Vives (traducción al español de la Cuarta Versión en inglés, *Econometric Methods*), Barcelona, España.

Keynes, J.M. (2000). *Teoría General de la ocupación, el interés y el dinero*, Fondo de Cultura Económica, Santafé de Bogotá, D. C., Impreso en Colombia, quinta reimpresión de la Segunda edición. pp. 55-86, 102-106.

Kurczyn B., S. (1996). Reforma del Sistema de Pensiones de México: Principales aspectos macroeconómicos, *Comercio Exterior*, vol. 46, núm.9, 1996, pp. 740-754.

Krugman, R. P. y Obstfeld M. (2001). *Economía internacional: teoría y política*. Addison Wesley, 5ª Ed., Madrid, España.

Lera L. F. (1999). *Insuficiencias de la Teoría del Ciclo Vital en el comportamiento ahorrador*. Universidad de Navarra, España.

Loayza N., Schmidt- Hebbel K., Servén L. (2001). Una revisión del comportamiento y de los determinantes del ahorro en el mundo, *Análisis empírico del ahorro en Chile*, Banco Central de Chile, Santiago de Chile.

Lozano G. F., Villa P. E. (1997). Monsalve G. S., El modelo de Generaciones Traslapadas como modelo monetario. *Cuadernos de Economía*, núm. 27, Colombia, Enero.

Mankiw, N. G., *Macroeconomics*, Worth Publishers, Fifth Edition, New York, U. S. A., 2003. pp. 432-457.

Martínez A. G. (2005). *Reforma a las pensiones y ahorro individual*, Economía Laboral, Economía Teoría y Práctica, Nueva época, Número 22, Universidad Autónoma Metropolitana, pp. 121- 134.

Mesa-Lago C. (2004). Las reformas de pensiones en América Latina y su impacto en los principios de la seguridad social, *CEPAL-Serie Financiamiento del desarrollo N.º.144*, Marzo. Unidad de Estudios Especiales, Secretaría Ejecutiva. pp. 1-137.

— (2004). Evaluación de los efectos de las reformas estructurales de pensiones en América Latina: Análisis especial del Uruguay. *Seminario de Evaluación de las reformas de la seguridad social*, Montevideo: CLAEH. Abril.

— (1999). Política y reforma de la seguridad social en América Latina, Nueva Sociedad 160. La segunda generación de reformas del Estado. Marzo/Abril. pp. 133-150.

Noya N., Lorenzo F., Grau C. (1998). Determinantes del ahorro interno en el Uruguay. *Red de Centros de Investigación*. Documento de Trabajo R-323, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D. C., U. S. A.

Organización Internacional del Trabajo (OIT). (1984). *Introducción a la Seguridad Social*, Ginebra, Suiza.

Orszag P., Stiglitz J. (2001). *Rethinking Pension Reform: Ten Myths About Social Security Systems*, en Holzman y Stiglitz. , Impreso en *Rethinking Pension Reform: Ten Myths About Social Security Systems*. Washington D. C., World Bank, January. pp. 17-56.

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

- Reforma de las pensiones, mercados de valores, formación de capital y crecimiento económico: Un comentario crítico sobre las propuestas del Banco Mundial. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Cambridge, Reino Unido.
- Romer, D. (2002). *Macroeconomía avanzada*. Edit. McGraw-Hill/Interamericana de España, S. A. U. 2ª Ed. 2002. Madrid, España. pp. 41-89.
- Ruiz – Tagle, J. (2000). *Reformas a los Sistemas de Pensiones en los Países del Mercosur y Chile*. Prosur. Santiago de Chile.
- Sanwick A. A. (2000) Is pension reform conducive to higher saving?, *The review of economics and statistics*, Vol. 82, No. 2, Mayo. World Bank. pp.264-272.
- Schmidt–Hebbel, K., (1998). “Consumo e inversión en Chile (1974-1982): Una interpretación real del boom”. En F. Morandé y K. Schmidt-Hebbel (editores): Del auge a la crisis de 1982. IIMC-ILADES /Georgetown University, Santiago, Chile.
- (2000). *The Economics of saving and growth: Theory, Evidence, and implications for policy*. Cambridge University Press. 1999-2000.
- Solís S. F., Villagómez A. (1999). *La seguridad social en México*, Trimestre económico, Fondo de Cultura Económica, México D. F.
- Solís S. F. (2001). *Los sistemas de pensiones en México: agenda pendiente*, en Una Agenda para las Finanzas Públicas en México Arturo M. Fernández. Ed. México D. F. Impesora Aldina S. A. pp. 187-295.
- Universidad de Cambridge, “Reforma de las pensiones, mercados de valores, formación de capital y crecimiento económico: un comentario crítico sobre las propuestas del Banco Mundial” Facultad de Ciencias Económicas, Reino Unido.
- Uthoff A. (2006). Brechas del estado de bienestar y reformas a los sistemas de pensiones en América Latina, *Revista de la CEPAL* N° 89, Agosto. Centro de Estudios para América Latina y el Caribe. pp. 9-23.
- (2001). La Reforma del sistema de pensiones en Chile: desafíos pendientes. *Revista de la CEPAL*. N° 112, Julio. Centro de Estudios para América Latina y el Caribe. pp. 1-46.
- (1997). Reformas a los sistemas de pensiones, mercado de capitales y ahorro. *Revista de la CEPAL*. N° 63, Diciembre. Centro de Estudios para América Latina y el Caribe. pp. 29-50.
- Valdés-Prieto S. (1999). “Costos Administrativos en un sistema de pensiones privatizado”. Development Discussion Paper No. 677, Central American Project, Harvard Institute for International Development, febrero.



Gutiérrez Landeros Alida Marcela

Asesor: Dra. Nora Garro Bordonaro

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

Páginas electrónicas:

www.inegi.gob.mx

www.banxico.org.mx

www.conapo.gob.mx

sexto.informe.presidencia.gob.mx/

www.dnp.gov.com

www.ine.gov.bo

www.bcentral.cl

www1.bcrp.gob.pe

Anexo 1: Antecedentes económicos y legales de la reforma al sistema de seguridad social de 1997 en México

1 Tipos de pensiones en México

Existen diversos tipos de pensiones en México, los más importantes son:

Pensión de solidaridad regresiva. Es la pensión de viudez que otorga el Instituto Mexicano del Seguro Social a la viuda, sin hijos del asegurado o pensionado, recibe por un tiempo indefinido generalmente prolongado.

Pensión definitiva. Es la que corresponde al estado de invalidez del trabajador del IMSS que se estima de manera permanente.

Pensión mínima garantizada. Es la que otorga el IMSS equivalente a un salario mínimo general del Distrito Federal correspondiente a la fecha valor de primero de julio de 1997. Su monto se actualizará anualmente en el mes de febrero de cada año de conformidad con el Índice Nacional de Precios al Consumidor.

Pensión temporal. Es la que otorga el IMSS con cargo al seguro de invalidez, por periodos renovables al asegurado en caso de existir posibilidad de recuperación para el trabajo, o cuando por la continuación de una enfermedad no profesional se termine el disfrute del sueldo y la enfermedad persista.

Pensión vitalicia. Es el derecho que tiene el trabajador en caso de quedar inválido. En caso de fallecimiento se otorgará a sus familiares y beneficiarios.

2 Antecedentes

Los primeros indicios de los sistemas de pensiones en México surgieron a principios del siglo XX en donde los patrones daban a los trabajadores una indemnización en caso de que sufrieran accidentes laborales, enfermedades o muerte, aunque esto solo se aplicó para los estados de Nuevo León y Estado de México. Durante la Asamblea Constituyente de 1917 se creó el artículo 123 en el cual se promovían los programas de seguridad social y por primera vez se incluían los seguros de pensiones. Por otra parte, Obregón y Calles propusieron programas de pensiones de retiro o sobrevivencia financiados con

El efecto de la reforma al sistema de pensiones en el ahorro en México

impuestos a la nómina; sin embargo, no tuvo éxito. Con el presidente Calles se establece la Ley General de Pensiones Civiles de Retiro – sólo para servidores públicos y militares –. Es con el gobierno del presidente Cárdenas con el que se sientan las bases para el sistema de pensiones para el retiro actuales con la creación del IMSS (Instituto Mexicano de Seguridad Social), sin embargo la formalización de este instituto se realiza con el gobierno de Ávila Camacho en 1943, de esta forma se pudieron extender los beneficios a los trabajadores asalariados.

El sistema de pensiones en México se encuentra un poco fragmentado ya que existen diversos planes que son ofrecidos por diversas instituciones de seguridad social, gobiernos, empresas, entre otras organizaciones. Las principales organizaciones en México son el ISSSTE (Instituto de Seguridad y Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado) y el IMSS, este último es el más importante por su cobertura.

Antes del 1 de julio de 1997 el programa de seguridad social del IMSS se conocía como seguro de Invalidez, Vejez, Cesantía en Edad Avanzada y Muerte (IVCM), el cual tenía una cobertura de los asalariados en el sector privado y algunos trabajadores independientes que voluntariamente se afiliaron al Instituto. Dicho programa era de beneficios definidos (esquema de reparto), cuyo financiamiento se basaba en las aportaciones del empleador, del trabajador y del gobierno. Los beneficios consistían en que a los trabajadores se les especificaba el monto al cual iban a ser acreedores una vez que se retiraran de su vida laboral activa, o bien, ofrecer a los familiares del trabajador una pensión después de la muerte de éste.

El ISSSTE se crea en 1959, con el fin de ofrecer únicamente sus servicios de seguridad social a los servidores públicos, este sistema otorga los siguientes beneficios:

- | | |
|---------------------------|---|
| ⇒ Pensión por jubilación. | ⇒ Pensión por causa de muerte. |
| ⇒ Pensión por retiro. | ⇒ Pensión por cesantía en edad avanzada |
| ⇒ Pensión por invalidez. | |

Otras instituciones de seguridad social en México son: el Instituto de Seguridad Social para las Fuerzas Armadas (ISSFAM), la Comisión Federal de Electricidad (CFE), Petróleos Mexicanos (PEMEX).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

En 1992 se crea el SAR (Sistema de Ahorro para el Retiro) como un esquema obligatorio complementario a los programas de retiro que ya existían para los trabajadores afiliados al IMSS o al ISSSTE.

El esquema anterior de reparto el cual se basaba en la solidaridad intergeneracional (trabajadores activos financiaban el retiro a las personas adultas mayores) generó presiones en las finanzas del país, dado que la población en edad de retiro y la esperanza de vida iba en aumento, por tanto no aseguraba el pago a los cotizantes actuales ni futuros, dado que cada vez la relación cotizantes pensionados es menor (Solís 2001).

Lo anterior conllevó a que en 1994 se constituyera la Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro (CONSAR) que junto con la Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP) conformaron un organismo regulador para mejorar y supervisar el sistema de previsión. Para 1995 se promulga la Ley del Seguro Social que entró en vigor el primero de julio de 1997, en esta fecha se reforma el sistema de seguridad social de México de forma parcial, dado que el ISSSTE no es integrado en este proceso de reforma.

3 Sistema de pensiones después de la reforma de 1997.

La reforma al sistema de seguridad social de 1997 únicamente fue para el Instituto Mexicano de Seguridad Social (IMSS). La razón fundamental de esta reforma se debió a que el programa anterior respondía a características demográficas, sociales y económicas que no correspondían a las actuales, la consecuencia inmediata de ello fueron signos de debilitamiento e inviabilidad financiera.

Una de las características actuales en México es un cambio sustancial de la estructura poblacional, debido a varios factores, algunos de ellos son; el incremento de la esperanza de vida y el decremento de la tasa de natalidad, como se observa en el siguiente Cuadro.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Indicadores sobre la población en México de 1980-2006¹

	Por sexo		Por grupos de edad (años)			Tasa de natalidad ²	Tasa de mortalidad ³	Esperanza de vida ⁴	
	Total	Hombres	Mujeres	0-14	15-64				65 y más
1980	67,384,234	33,758,256	33,625,978	30,077,463	34,433,429	2,873,342	34.7	7.0	67.0
1990	83,971,014	41,839,942	42,131,072	32,784,784	47,706,864	3,479,366	28.8	5.4	71.0
1991	85,583,336	42,631,315	42,952,021	32,929,192	49,087,344	3,566,800	28.3	5.2	71.5
1992	87,184,832	43,421,401	43,763,431	33,067,378	50,458,359	3,659,095	27.8	5.1	71.8
1993	88,752,014	44,191,673	44,560,341	33,192,490	51,803,321	3,756,203	27.1	5.1	72.0
1994	90,265,775	44,925,737	45,340,038	33,299,419	53,108,308	3,858,048	26.6	5.0	72.3
1995	91,724,528	45,622,243	46,102,285	33,385,177	54,374,578	3,964,773	25.8	5.0	72.5
1996	93,130,089	46,282,031	46,848,058	33,449,651	55,603,654	4,076,784	25.0	4.9	72.8
1997	94,478,046	46,903,095	47,574,951	33,488,153	56,795,175	4,194,718	24.2	4.8	73.2
1998	95,790,135	47,502,593	48,287,542	33,505,448	57,965,093	4,319,594	24.0	4.7	73.5
1999	97,114,831	48,111,343	49,003,488	33,532,307	59,130,364	4,452,160	24.2	4.7	73.8
2000	98,438,553	48,722,406	49,716,147	33,556,044	60,289,863	4,592,646	23.7	4.7	74.0
2001	99,715,512	49,312,378	50,403,134	33,527,821	61,446,604	4,741,087	22.9	4.6	74.3
2002	100,909,383	49,862,643	51,046,740	33,409,182	62,602,962	4,897,239	21.6	4.6	74.4
2003	101,999,558	50,361,178	51,638,380	33,187,156	63,751,939	5,060,463	20.5	4.7	74.5
2004	103,001,871	50,814,582	52,187,289	32,886,390	64,885,615	5,229,866	19.7	4.7	74.5
2005	103,946,866	51,238,427	52,708,439	32,537,308	66,004,650	5,404,908	19.3	4.8	74.5
2006	104,859,992	51,645,658	53,214,334	32,164,840	67,108,704	5,586,448	19.0	4.9	74.5

1/ Estimaciones del Consejo Nacional de Población, agosto 2006. Serie histórica basada en la conciliación demográfica a partir del XII Censo General de Población y Vivienda de 2000 y el II Censo de Población y Vivienda 2005. Estas nuevas estimaciones reemplazan a las publicadas en los Informes de Gobierno anteriores.

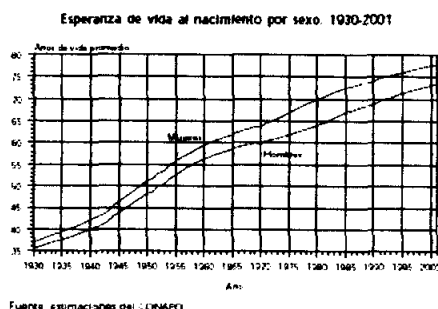
2/ Llamada también tasa bruta de natalidad, se refiere al número de nacidos vivos por cada mil habitantes.

3/ Llamada también tasa bruta de mortalidad, es el número de defunciones por cada mil habitantes.

4/ Es el número de años que un recién nacido espera vivir suponiendo que prevalezcan las condiciones presentes de mortalidad.

Fuente: Consejo Nacional de Población.

Como puede observarse en el cuadro anterior, en 1980 la esperanza de vida de la población era de 67 años, para el año 2006 está paso a 75.4 años. En donde la esperanza de vida de las mujeres es en promedio 77.9 años por 73 años de los hombres. INEGI informa que entre 1970 y 2005 el indicador se incrementó en 14.5 años¹⁴.



¹⁴<http://www.inegi.gob.mx/inegi/contenidos/espanol/prensa/Contenidos/capsulas/2005/sociodemograficas/esperanza.asp?c=1582>

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Por tanto, el problema consiste en que mientras en el año 2006 la población en su mayoría es joven se espera que en los próximos años esto se modifique, dado que la población envejecerá. De acuerdo con la Comisión Nacional de Población (CONAPO), la población de 65 años y más se ha incrementado dado que en 1980 había aproximadamente 2,873,342 personas y para el 2050 se que habrá 27,583,553.

Estos cambios en la población tuvieron impactos negativos en las finanzas de la principal institución de previsión social (IMSS), por que el número de trabajadores empezó a disminuir y de esta manera se tornaba complicado solventar el pago a los trabajadores retirados.

Antes de la reforma el sistema de pensiones que se tenía era el Seguro de Invalidez, Vejez, Cesantía en edad avanzada y Muerte (IVCM), una vez que se realizó la reforma a las pensiones se dividió en dos: 1) seguro de invalidez y vida (SIV) y 2) el seguro de retiro, cesantía en edad avanzada y vejez (SRCV) en el cual las contribuciones son definidas y administradas por empresas privadas denominadas Administradoras de Fondos para el Retiro (AFORES), el sistema se basa en un esquema de capitalización individual, en el cual se generan rendimientos con las aportaciones que hacen los trabajadores a lo largo de su vida laboral, por tanto, esto depende de lo que ocurra con los mercados financieros y en los costos de administración. En donde, las funciones de las AFORES las realizan los bancos del país las cuales cobran comisiones por el servicio. A partir del primero de julio de 1997 todos aquellos trabajadores que iniciarán su vida laboral se afilian de manera obligatoria a este sistema, por lo tanto no se puede elegir cotizar en el sistema anterior (reparto), este beneficio solo lo obtuvieron los trabajadores que ya estaban afiliados antes de la fecha de la reforma.

El monto de la pensión depende de varios factores: por las aportaciones que acumulen los trabajadores durante su vida laboral, de los años que cotizaron, del ahorro que hayan hecho voluntariamente, de su salario y de los intereses que hayan obtenido de sus aportaciones menos los costos de administración.

El sistema otorga una pensión mínima a los afiliados –trabajadores del sector formal y privado- que hayan cotizado al menos durante 1,250 semanas (25 años aproximadamente), que equivaldrá a un salario mínimo al momento de la reforma ajustado por el nivel de inflación (índice de precios al consumidor).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Para poder adquirir la pensión por vejez, el requisito es contar con 65 años de edad, sin embargo, a partir de 2005 la edad va incrementando un mes cada año hasta el 2040, pero se puede solicitar una jubilación anticipada si se cuenta con 60 años. Para la pensión por invalidez, el trabajador tiene que comprobar haber perdido al menos un 75% de su capacidad laboral y contribuir al sistema por lo menos 150 semanas. Finalmente, la pensión de sobrevivencia se otorga a los beneficiarios del pensionado que hayan aportado por lo menos con 150 semanas al momento de su muerte.

Los trabajadores pueden cambiar una vez al año de AFORE, el cual manejará sus recursos.

Cada AFORE tiene dos subcuentas para los trabajadores, la primera es la de aportaciones voluntarias, en la cual tanto el trabajador como el patrón pueden hacer depósitos adicionales a los que están obligados hacer por ley, de esta manera aumentar sus recursos una vez que concluya su vida laboral; y la segunda es la de vivienda, que esta regulada por el Instituto del Fondo Nacional de la Vivienda para los Trabajadores (INFONAVIT).

Las AFORES se encargan de administrar los fondos mediante las Sociedades de Inversión Especializadas de Fondos para el Retiro (SIEFORE). Como su nombre lo indica las SIEFORES realizan inversiones que provienen de las cuentas individuales. La supervisión del sistema privado está a cargo de la Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro (CONSAR).

En el momento de la creación del nuevo esquema, el Banco de México aceptó el funcionamiento de 13 AFORES para que manejaran en su nombre las cuentas, en la actualidad la CONSAR contabiliza que hay 21 administradoras, en las que destacan Banamex con 2,942,187 afiliados activos y con 5,580,375 registrados totales, Bancomer con 2,942,187 afiliados activos y registrados 4,186,052, Santander con 2,411,753 y Banorte Generali con 2,292,615 afiliados para septiembre del 2006, entre otras.

Las características de este plan de retiro son:

- Administrar los fondos para el retiro, mediante el manejo de las Cuentas Individuales.
- Las AFORES ofrecen rendimientos, dependiendo en cual se este, así como cobra distintas comisiones por administrar e invertir el ahorro para el retiro.



Gutiérrez Landeros Alida Marcela
Asesor: Dra. Nora Garro Bordonaro

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- El objetivo es incrementar la pensión, que le permita al trabajador tener un ingreso para su edad de retiro.
- Fomentar el ahorro que se necesita para el desarrollo del país.

Estadísticas de la Asociación Internacional de Organismos de Supervisión de Fondos de Pensiones (AIOS) informan que para finales del año 2005, México concentraba aproximadamente el 51% del total de afiliados de los países miembro de esta organización¹⁵, seguido de Argentina con un 15%.

La reforma al sistema de pensiones ha sido incompleta, debido a que solo se instauró en el IMSS, un indicador importante de ello es que la cobertura no se ha visto incrementada.

Hay que tomar en cuenta el papel del estado y su presupuesto ya que incurre en muchos gastos con los costos que tiene al aplicar el nuevo sistema de pensiones, pagar los compromisos que se adquirieron en el sistema anterior así como los gastos de la pensión mínima.

¹⁵ Los países miembros a la AIOS son Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, México, Perú, República Dominicana y Uruguay.

Anexo 2: Reformas a los sistemas de seguridad social en América Latina. Efecto en el ahorro interno

1 Inicios de la Seguridad Social

La Seguridad social es un concepto amplio el cual ha sido relacionado con aspectos económicos, demográficos y sociales. La Organización Internacional del Trabajo (OIT) define a la seguridad social como “la protección que la sociedad otorga contra las contingencias económicas y sociales derivadas de la pérdida de ingresos a consecuencia de enfermedades, maternidad, riesgos de trabajo, invalidez, vejez y muerte, incluyendo la asistencia médica” (OIT 1984: 3), en donde el papel del Estado es el de benefactor, regulador y administrador.

Por otra parte, las pensiones se definen como una prestación social otorgada mediante la asignación de una cantidad de dinero mensual o anual a un trabajador o a su familia, por un servicio prestado anteriormente (IMSS, 2007).

Los sistemas de seguridad social en casi todo el mundo ofrecen esquemas de protección tanto de pensiones como de asistencia médica, y actualmente hacen frente a situaciones críticas.

La política moderna en materia de pensiones comenzó cuando el canciller alemán Otto Von Bismarck instituyó un plan para ayudar a los trabajadores, creando instituciones que se concentrarían en el tratamiento de las contingencias de vejez, invalidez y muerte. En 1889, se les otorgó una pensión a todos los trabajadores del comercio, la industria y la agricultura, además de brindar cobertura por accidentes y enfermedades derivadas en la actividad laboral.

El mecanismo utilizado fue la contribución obligatoria sobre el salario real o una fracción importante del mismo para los empleados del sector privado.

Posteriormente, la seguridad social se extendió inicialmente en Europa y posteriormente al resto del mundo, así como la incorporación de más sectores, población y mejores beneficios. Para 1913 la edad de retiro se redujo a 65 años (IEG 2006). En 1919 surge la Organización Internacional del Trabajo (OIT), para fomentar la justicia social, los derechos humanos y laborales.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

El plan de Bismarck era muy similar al régimen de capitalización, en donde las contribuciones las realizaban el trabajador y el patrón (Banco Mundial 2005). Después de la Segunda Guerra Mundial, el sistema de reparto reemplazó al sistema de capitalización. Se agregó un subsidio por parte del estado para proporcionar a los trabajadores de bajos ingresos la posibilidad de recibir una pensión más alta a la que recibirían con su contribución.

En 1942, Sir William Henry Beveridge en Gran Bretaña preparó un informe en el cual proponía un programa de previsión social, que proporcionaría a las personas mayores de 70 años pensiones universales, que ofrecería beneficios para mantener un nivel de vida mínima. Diez años después, con la Conferencia Internacional del Trabajo se establecieron beneficios mínimos que las naciones deben completar en la materia. En América Latina participaron seis países: Bolivia, Costa Rica, Ecuador, México¹⁶, Perú y Venezuela.

En la actualidad, existen tres tipos de metas implícitas en el diseño de los regímenes de pensiones (AIOS 2005); i) establecer un mecanismo de ahorro previsional obligatorio para que las personas puedan recibir ingresos una vez que salen del mercado laboral; ii) ofrecer incentivos fiscales a los individuos para que ahorren voluntariamente y adquieran seguros para la vejez; y iii) introducir un mecanismo de solidaridad para atender las necesidades básicas de una porción de la población sin recursos para su pensión.

Históricamente, podemos distinguir dos regímenes denominados de *reparto* (pay-as-you-go), y de *capitalización individual* (fully funded), respectivamente. El primero representa un contrato intergeneracional por el cual los trabajadores activos realizan aportes en función de sus ingresos y que a su vez son utilizados para financiar las pensiones contemporáneas, este aporte permite que en el futuro, el trabajador, pueda adquirir el derecho a una pensión pagada por los trabajadores futuros, dependiendo de los requisitos (edad y años de aportación).

El régimen de capitalización individual, consiste en la acumulación de los aportes previsionales en cuentas individuales, las cuales son administradas por entidades privadas. Se financia mediante los aportes más los intereses, menos la comisión que cobra cada administradora.

¹⁶ México se anexó en 1961, por lo tanto entró en vigor en 1962.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

En las dos últimas décadas, se observó una modificación en la forma de organización de la seguridad social, al reformar el sistema de seguridad social y en específico el de pensiones.

En América Latina, Chile fue el primer país en adoptar un programa de seguridad en 1924. Sin embargo, cuando Pinochet asumió el poder, el sistema de reparto estaba en ruinas (IEG, 2006). Esto llevó a que en 1980, Chile reformara su sistema de pensiones reemplazando por completo el régimen de reparto e incorporando el modelo de capitalización individual de ahorro jubilatorio, que requiere contribuciones obligatorias financiadas por anticipado y la administración privada de los fondos, estos últimos se invierten en los mercados de capitales locales y en menor proporción en los mercados financieros internacionales. Con el nuevo sistema de pensiones, los trabajadores tienen derecho a elegir entre diversas administradoras de fondos de pensiones y entre distintas formas de pago después de su retiro.

En las dos décadas siguientes, el modelo chileno se extendió a otros países de América Latina, cada uno con características propias, de acuerdo a los objetivos de cada país.

2 Los sistemas de pensiones en América Latina y sus reformas.

En esta sección se analizará lo que ha ocurrido con la reforma al sistema de pensiones en América Latina, en los casos de Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Perú y Uruguay. La mayoría de estos países adoptaron reformas estructurales en sus sistemas de pensiones en la década de los años noventa con el establecimiento de contribuciones definidas, así como trasladar la mayoría de obligaciones del sector público al privado, debido a la insolvencia financiera que había en estos países.

- Antecedentes.

Varios países de América Latina tenían la necesidad de reformar sus sistemas de pensiones, como consecuencia de las presiones fiscales de corto plazo. El nuevo sistema de previsión chileno, el cual sirvió de guía a varios países de la región, pasó de un esquema de reparto (beneficios definidos) a uno capitalizado (contribuciones definidas), lo cual implicó la transferencia de obligaciones que tenía el Estado a las administradoras privadas; por otra parte, que el ahorro de los trabajadores fuese

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

manejado por las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), bajo operaciones reguladas por el Estado.

Sin embargo, fue a partir de la publicación del informe *“Envejecimiento sin Crisis”* del Banco Mundial (1994), en el cual se recomendaba aplicar y/o combinar una serie de pilares (3 pilares): Público, Privado y Voluntario. Las cuales *sentaron las bases de los principios básicos de las reformas estructurales* (Mesa-Lago; 2004, 30). Fue a partir de ese momento cuando en diversos países de América Latina se comenzaron a instaurar una serie de reformas estructurales, proceso que se desarrolló durante toda la década de los noventas. Algunos países de la región optaron por la adopción del modelo de pensiones chileno; i.e., sustituir un sistema de reparto por uno de capitalización individual, mientras que otros combinaron ambos sistemas.

Una característica de los sistemas de pensiones en América Latina, es que la proporción de la cobertura ha sido baja y segmentada. Al respecto Uthoff (2006: 9) argumenta, *“la cobertura en la región es escasa y muy baja porque una proporción significativa del mercado laboral está compuesto por sectores de subsistencia, con baja productividad y un acceso precario e inestable a relaciones comerciales y financieras (asociados a empleos precarios, bajos niveles de ingreso, y a la alta incidencia de la pobreza)”*.

De acuerdo con Holzmann y Hinz (2005) la reforma (multipilar) debería tener en consideración tres grupos de personas objetivo: aquellas que son pobres a lo largo de toda su vida, los trabajadores formales y los trabajadores informales.

Algunos autores, como Gill *et al* (2004) y Hinz(2005) han investigado los efectos que han tenido las reformas del sistema de pensiones y concluyen que dichos efectos son positivos en términos de aporte al crecimiento y a la estabilidad macroeconómica de los países en la formalidad del mercado laboral y finalmente en el desarrollo de los mercados financieros y de capitales.

Sin embargo, señalan que aún existen algunos desafíos que se deben vencer en los países de América Latina, tal como: la baja cobertura de los sistemas, no obstante que hayan sido reformados. Aún cuando el Banco Mundial asegura que ésta ha aumentado, en la mayoría de los países sigue siendo baja. Además, se presentan altos costos administrativos y de transición, así como baja diversificación

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

de las inversiones de los sistemas de capitalización, que conduce a problemas económicos, sociales y políticos a las economías de la región.

- Elementos de la reforma.

Después de Chile, Perú puso en funcionamiento el régimen de capitalización individual en 1993, en el siguiente año Colombia y Argentina; en 1996 Uruguay, para 1997 entra en vigencia en México y Bolivia; el Salvador hizo lo propio en 1998; Costa Rica, Nicaragua y Ecuador en el 2001; y República Dominicana, gradualmente de 2003- 2005.

Como se observa en el cuadro 1.1, no hay un modelo de reforma único sino tres modelos generales de reforma, además se puede extraer que las 12 reformas que se han implantado en la región son distintas, ya que dichas reformas se ha ajustado de acuerdo a las condiciones de cada país (Mesa-Lago 1999).

Cuadro 1.1

País	Modelo		
	Contribución definida	Reparto y Capitalización	Reparto y Capitalización
Argentina (1994)			
Bolivia (1997)			
Chile (1981)			
Colombia (1994)			
Costa Rica (2001)			
Ecuador (2001)			
El Salvador (1998)			
México (1997)			
Nicaragua (2000)			
Perú (1993)			
República Dominicana (2003-05)			
Uruguay (1995)			

Fuente: Mesa-Lago 2004.

Hay que señalar que las reformas pueden ser clasificadas en estructurales y paramétricas. Las *estructurales* son aquéllas en las cuales se adopta un sistema de contribución definida (cuentas individuales), en el que las pensiones dependerán del monto de las aportaciones, tiempo de cotización, tasa real de interés, edad de jubilación, entre otros. Este tipo de reforma se puede agrupar en tres bloques:

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- **Sustitutivo:** es aquel en donde se sustituye de manera total el régimen de reparto, (ya no puede haber más afiliados) por uno de capitalización individual.
- **Mixto:** en éste se integran ambos regímenes, en otras palabras, se reformó el sistema público de reparto integrándolo con el régimen de capitalización individual¹⁷.
- **Paralelo:** aquí los sistemas de capitalización se crean de manera paralela al sistema de reparto, el cuál es reformado también y funcionan de forma separada los dos regímenes, es decir, compiten entre sí.

Las reformas *paramétricas* son aquéllas en las cuales se mantiene el esquema de beneficio definido pero con algunas modificaciones en los montos de las pensiones y los requisitos para obtenerlas (Mesa-Lago 2004). Por ejemplo: incrementar los años de cotización, aumentar la edad de retiro, aumentar el monto de las cotizaciones, indexar el aumento de las pensiones al salario mínimo o al Índice de Precios al Consumidor (INPC).

Las reformas estructurales de pensiones en Latinoamérica se caracterizan por pasar de un esquema de reparto (*pay-as-you-go*), con beneficios definidos y administrados por el Estado, por otro capitalizado (*fully funded*), con contribuciones definidas y administración privada, pero regulado por el estado. Este cambio implicó que los trabajadores actuales destinen una parte de su ingreso a una cuenta de ahorro privada y de esta manera cuentan con recursos para su retiro.

Según Arenas de Mesa y Gana (2001; 7), entre los factores que han motivado las reformas implementadas a los sistemas de pensiones en América Latina pueden mencionarse los siguientes: i) la transición demográfica y el envejecimiento de la población; ii) los déficit financieros de los sistemas de pensiones de reparto; iii) los problemas actuariales de los esquemas públicos de pensiones; iv) los crecientes subsidios estatales que los sistemas de pensiones demanda, así como los desequilibrios macroeconómicos, experimentados por las economías en desarrollo, que en conjunto se traducían en efectos negativos sobre las finanzas públicas; v) la creciente demanda por mayores beneficios provisionales.

¹⁷ En Europa se ha preferido adoptar este tipo de reforma.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

En suma, las reformas al sistema de pensiones trataron de superar las crisis nacionales de los sistemas existentes (reparto), que reconocían aspectos comunes (desequilibrios financieros de los sistemas y cobertura previsional menor a la deseada), y resultan diferenciados y específicos para cada uno de los países.

- Reforma Chilena

El 4 de noviembre de 1980, tras la publicación del Decreto Ley 3.500, se consolida la reforma al sistema de pensiones chileno (Mesa-Lago: 2004). El objetivo fundamental era asegurar un ingreso estable a los trabajadores que hayan concluido con su vida laboral. En un sentido amplio, Uthoff (2001) expone los objetivos generales de dicho decreto, los cuales son:

- I. Poner fin a la concesión de pensiones por antigüedad.
- II. Definir las prestaciones sobre la base de las contribuciones del beneficiario durante toda su vida y no exclusivamente de aquellas de los últimos años de cotización.
- III. Promover mecanismos automáticos de ajuste de sus parámetros a cambios demográficos y económicos de ajuste de sus parámetros a cambios demográficos y económicos que lo mantengan en equilibrio actuarial.
- IV. Reducir a posibilidad de presiones políticas sobre el uso de los fondos y
- V. Reducir el sobrecargo de tareas administrativas.

Con esta reforma se pasa de un sistema de reparto (intergeneracional), administrado por el Estado, a uno de contribuciones definidas, gestionado por Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (AFP).

Las pensiones ahora son financiadas mediante la capitalización de cuentas individuales y obligatorias para todos aquellos trabajadores que iniciaran después del 1 de enero de 1983 y opcionales para los trabajadores ya existentes antes de esta fecha. Los trabajadores que decidieron cambiarse al nuevo sistema de pensiones recibieron, por parte del gobierno, un bono de reconocimiento por las cotizaciones que tenían en el anterior sistema de reparto, en tanto los trabajadores que se quedaron bajo el esquema de beneficios definidos el Estado les garantizaba las pensiones.

El sistema de pensiones ofrece *“a cada afiliado un beneficio mediante su cuenta individual en donde se depositan sus cotizaciones previsionales, las cuales se capitalizan y ganan la rentabilidad de*

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

*las inversiones de que las Administradoras realizan con los recursos de los fondos. Al término de la vida activa, este capital le es devuelto al afiliado o a sus beneficiarios sobrevivientes en la forma de alguna modalidad de pensión. La cuantía de las pensiones dependerá del monto del ahorro, existiendo por lo tanto una relación directa entre el esfuerzo personal y la pensión que se obtenga*¹⁸.

Tal sistema está administrado por instituciones privadas, denominadas Administradoras de Fondos de pensiones (AFP). Las cuales son sociedades anónimas privadas sin fines de lucro y cuyo patrimonio está separado de los fondos de pensiones. Esto significa que si una AFP quiebra, los fondos de los afiliados no son afectados, ya que son transferidos a otra AFP.

Las administradoras (AFP) se encargan de recaudar las cotizaciones, depositándolas en la cuenta individual de cada afiliado, e invertir dichos recursos. Adicionalmente el trabajador tiene el derecho de elegir dos veces al año en cual AFP se afilia, según le convenga.

El órgano regulador de las AFP es la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (SAFP), esta fue creada en 1980, e inició sus funciones el 1 de mayo de 1981.

La función del Estado, en el sistema de capitalización individual, consiste en garantizar el financiamiento de los beneficios, dictar normas y controlar el cumplimiento de éstas, además de otorgar una pensión a los afiliados que hayan contribuido al sistema de pensiones por 20 años, o bien, no hayan acumulado el capital necesario en sus cuentas individuales o en el caso de que los fondos se agoten antes de que muera el trabajador. Bajo estas condiciones el Estado le proporcionará una pensión mínima.

En Chile existen tres tipos de beneficios provisionales:

1. **Pensión de vejez:** Será otorgada una pensión a todos aquellos afiliados a alguna AFP, que tengan cumplidos 65 años de edad para los hombres y 60 años de edad para las mujeres, si cumplen con estos requisitos y adquieren su pensión por vejez.
2. **Pensión de invalidez:** Los afiliados que tienen derecho de obtener esta pensión, son aquellos que no cumplen con los requisitos para ser pensionados por vejez, como consecuencia de

¹⁸ http://www.safp.cl/inf_estadistica/index.html

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

alguna enfermedad física o mental que impidan continuar trabajando, en este tipo de pensión hay dos ramas:

- Pensión de invalidez Total, para afiliados que hayan perdido al menos 66% de su capacidad de trabajo.
 - Pensión de invalidez Parcial, para afiliados que tengan una pérdida de capacidad laboral igual o superior al 50% e inferior al 66%.
3. **Pensión de Sobrevivencia:** Este tipo de pensión se le otorgará a los familiares del afiliado fallecido (cónyuge sobreviviente, hijos, padres), los porcentajes a los cuales tendrán derecho los beneficiarios son (SAFP 2007):
- 60% Cónyuge mujer o cónyuge varón invalido total.
 - 43% Cónyuge varón invalido parcial.
 - 50% Cónyuge mujer o cónyuge varón invalido total con hijos con derecho a pensión.
 - 36% Cónyuge varón invalido parcial con hijos con derecho a pensión.
 - 36% Madre de hijos de filiación no matrimonial.
 - 30% Madre de hijo de filiación ni matrimonial con hijos con derecho a pensión.
 - 15% Hijos.
 - 11% Hijos inválidos parciales mayores de 24 años.
 - 50% Padres.

En 1981, en el sistema chileno participaban 12 administradoras privadas, para el 2005 había seis administradoras (obtenido de SAFP):

- | | |
|---------------------------|-----------------------------|
| 1. - A.F.P. Cuprum S.A. | 4.- A.F.P. Provida S.A. |
| 2.- A.F.P. Habitat S.A. | 5.- A.F.P. Santa María S.A. |
| 3.- A.F.P. Planvital S.A. | 6.- A.F.P. Bansander S.A. |

Los aportes que el trabajador hace a su cuenta de capitalización individual corresponden al 10% de su salario. Sin embargo, en 1987, se otorga la opción de aportaciones voluntarias, por parte de los trabajadores, a las cuentas individuales.

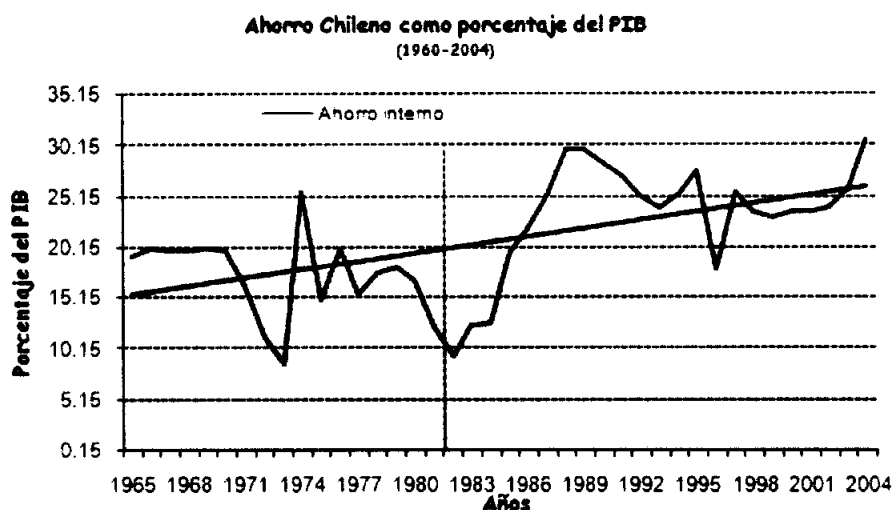
- **Comportamiento del ahorro.**

Para el caso chileno, se han elaborado varios estudios que analizan las consecuencias de la reforma al sistema de pensiones sobre el ahorro, entre los que destacan Valdés-Prieto (2002), Schmidt-Hebbel (1998) y Holzmann (1997).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Schmidt-Hebbel (1988) afirman que hay cuatro canales a través de las cuales se manifiestan los efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones chilena: i) ahorro interno y la inversión doméstica; ii) el empleo agregado y su nivel de formalidad, iii) el desarrollo del mercado de capitales; y iv) el crecimiento de la productividad total de factores y del PIB. En cuanto a la rentabilidad, la Superintendencia ha señalado que ha sido elevada.

Uno de los objetivos primordiales de la reforma al sistema de pensiones, por el lado macroeconómico, era el incremento en el ahorro interno, Schmidt-Hebbel (1999) y Orzag (2001), afirman, para el caso de Chile, que el ahorro se ha incrementado al implementar el nuevo régimen. El Gráfico 1 muestra el comportamiento del ahorro en los últimos 40 años, el cual experimenta una tendencia creciente, tal y como lo afirma Schmidt-Hebbel (1999).



Fuente: Banco Central de Chile y el Banco Mundial.

Uthoff (2006)¹⁹, comenta que el régimen chileno ha originado costos de transición muy elevados, particularmente para el gobierno. Se estima que dichos costos representaron, en los últimos años, casi 5% del PIB (1996-2001), monto que la mayoría de otros países pobres difícilmente podría afrontar.

¹⁹ Tomado de: "Reforma de las pensiones, mercados de valores, formación de capital y crecimiento económico: un comentario crítico sobre las propuestas del Banco Mundial" Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Cambridge, Reino Unido

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

En principio, la reforma al sistema de pensiones en Chile deseaba combatir los problemas de cobertura, el cual ha aumentado de manera sostenida a través de los años (Tagle 2000), esto es debido a que casi el 90% de la Población económicamente activa esta afiliada al régimen, sin embargo, no toda esa población esta trabajando, es decir la cuenta esta inactiva.

En suma, el nuevo régimen chileno no sólo es inequitativo dentro de los grupos sociales de la misma generación, sino que a diferencia de los sistemas de reparto, no se observa la solidaridad intergeneracional. Por consiguiente, una de las principales estrategias reside en la pretensión de potenciar el crecimiento económico. El principal mecanismo es mediante el incremento del ahorro a largo plazo y la expansión e intensificación de las actividades de los mercados financieros²⁰.

- Argentina

En julio de 1994 entró en vigor el Sistema integrado de jubilaciones y pensiones (SIJP) (Apella 2006), mediante la Ley 24.241 en Argentina, mismo que esta compuesto de dos regímenes: el público, que se basa en un sistema de reparto y el régimen de capitalización individual. El primero es administrado por el estado, a través de la Administración Nacional de Seguridad Social (ANSES); mientras que el segundo es gestionado por empresas privadas, denominado Administradoras de Fondos de Jubilaciones y Pensiones (AFJP), bajo la supervisión y regulación de la Superintendencia de AFJP (SAFJP). En este sistema mixto, compiten el régimen de reparto que es administrado por el Estado y uno de Capitalización Individual administrado por las AFJP.

Los aportes y contribuciones realizadas al SIJP son recaudados por la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP). El SIJP cubre a la población trabajadora frente a los riesgos de vejez, invalidez y por muerte.

Los trabajadores pueden optar por afiliarse al régimen de reparto o al de cuentas individuales. El modelo argentino tiene tres pilares: el primero es de reparto, y los dos restantes que funcionan por medio de la capitalización individual de los aportes previsionales los cuales son el obligatorio y el voluntario.

²⁰ http://www.redsegsoc.org.uy/1_Cambridge.htm

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Están incorporados de manera obligatoria al SIJP, todo aquel trabajador mayor de 18 años que se desempeñe en alguna actividad privada y pública, en forma autónoma, al servicio de representaciones y agentes diplomáticos o consultores acreditados en el país y los dependientes de organismos internacionales que presten servicios en Argentina.

No se podrán incorporar al SIJP, el personal militar de las fuerzas armadas y de las fuerzas de seguridad y policiales, los funcionarios, empleados y agentes civiles dependientes del gobierno. Así como, los profesionistas, investigadores y técnicos contratados en el extranjero para prestar servicios en el país por un plazo no mayor de dos años.

Los afiliados al esquema de contribuciones definidas pueden jubilarse y disponer de su pensión a los 65 años de edad para los hombres o a los 60 años para las mujeres, bajo la modalidad de retiro programado o renta vitalicia. Con los aportes que se acumulan en las cuentas individuales y con los intereses se financiará la parte de jubilaciones y pensiones.

Al momento de la reforma, los afiliados tuvieron la opción de pertenecer a cualquiera de los dos regímenes; del mismo modo pudieron migrar en cualquier momento del sistema de reparto al de capitalización, cabe señalar que en los dos primeros años tuvieron la opción de hacer lo contrario.

El Estado asumió la responsabilidad de pagar una prestación compensatoria, mensualmente, a los trabajadores que hayan aportado en el sistema de reparto (Tagle 2000). Esta prestación es proporcional al ingreso de los 10 últimos años previos al retiro.

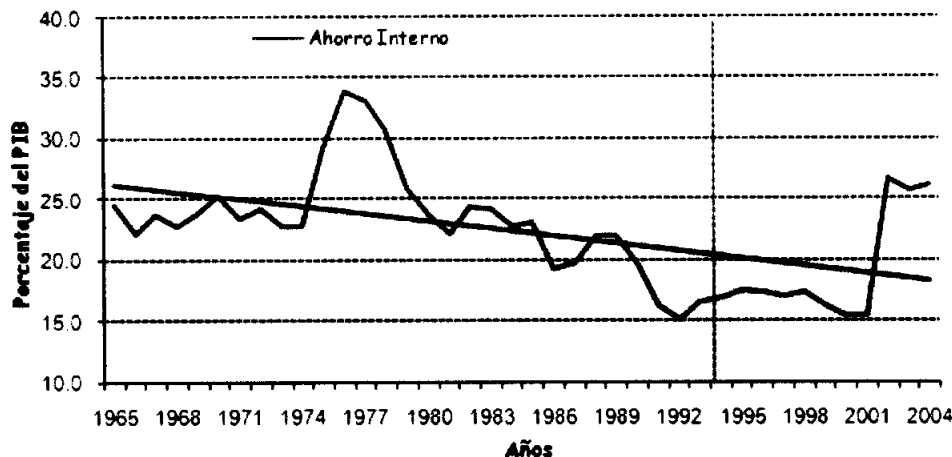
A diferencia del esquema chileno, en donde la administración de las cuentas individuales está en manos de instituciones privadas, en Argentina todavía el estado ejerce un papel preponderante, dado que participa directamente en la administración de los fondos de pensiones a través del Banco de la Nación de Argentina.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- Comportamiento del ahorro.

La tasa media de ahorro interno en Argentina es del 22% del PIB para los últimos 40 años, en el siguiente gráfico se puede observar que el comportamiento del ahorro a descendido a partir de 1975 y no se ha visto una recuperación, su nivel más bajo se presenta en 1992, observándose una recuperación después de la reforma estructural (pensiones). Sin embargo, para el periodo de 1999-2001 se vuelve a observar una tendencia a la baja del ahorro interno, con un nivel de aproximadamente del 15.5% como proporción del PIB, para ese periodo. Posterior a 2001 se muestra una recuperación acelerada del nivel ahorro, alcanzando para 2004 un nivel del 26%.

Ahorro de Argentina como porcentaje del PIB
(1960-2005)



Fuente: Banco Mundial.

- Bolivia

La reforma de pensiones en Bolivia fue realizada en noviembre de 1996 con la Ley No. 1732, en donde se establece el cambio del régimen de reparto al de capitalización individual. Para los afiliados al anterior sistema de beneficios definidos y los que se incorporen al mercado laboral quedaron incluidos al nuevo sistema llamado Seguro Social Obligatorio de largo plazo (SSO).

Las administradoras de fondos de pensiones manejan dos clases; i) Fondo de capitalización individual (FCI), en donde están los aportes al seguro de vejez y las primas de los seguros de los riesgos



Gutiérrez Landeros Alida Marcela

Asesor: Dra. Nora Garro Bordonaro

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

comunes, así como primas de riesgos profesionales; ii) Fondo de Capitalización colectiva (FCC), integrado por las acciones de las empresas que fueron privatizadas (capitalizadas) que pertenecían al Estado, destinado a crear dos beneficios: 1) Bonosol pago de una anualidad vitalicia denominada Bono solidario, 2) Gastos funerarios para los que no aportaran al sistema social obligatorio de largo plazo (Evia, Fernández 2004), siendo beneficiados todos los bolivianos mayores a 21 años al 31 de diciembre de 1995.

La ley establece que los fondos (FCC y FCI) serán administrados por las AFP, asimismo, determino la creación de la compensación de cotizaciones, para reconocer las aportaciones a los afiliados que estaban en el anterior sistema de pensiones.

La regulación, control y supervisión del SSO están a cargo del Sistema de Regulación Financiera (SIREFI).

El nuevo sistema de pensiones inicia en mayo de 1997, siendo obligatorio para todos los trabajadores que se encuentren en el sector formal, las cotizaciones que harán a sus cuentas de capitalización individual será del 10% de su salario, los afiliados podrán realizar aportaciones voluntarias para aumentar el monto de su ahorro para el retiro.

En junio de 1998 se promulga una nueva Ley en donde se creo la Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros (SPVS) y en lugar de la Superintendencia General del SIFERI se creó el Comité de Normas Financieras de Prudencia (CONFIP).

La afiliación al sistema es obligatorio para los trabajadores en el sector formal, aquí no se excluye a nadie, ya que ningún sector está fuera del nuevo sistema de pensiones.

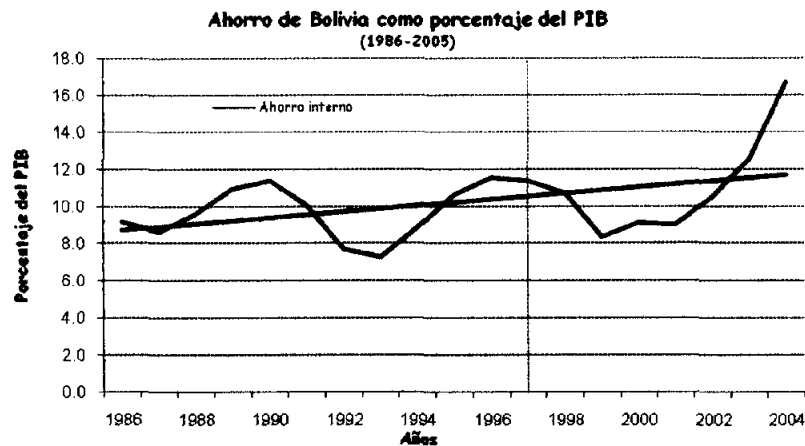
Se le otorgara una pensión a aquel afiliado que tenga por lo menos 60 aportes al sistema de reparto, mediante una compensación de cotizaciones y adquiera el derecho a la jubilación por vejez que es de 55 años para los hombres y 50 años para las mujeres

Se puede hacer un cambio anual de administradora, en este sistema de pensiones.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- Comportamiento del ahorro.

La tendencia del ahorro interno en Bolivia ha sido un poco creciente, sin embargo, tiene los niveles de ahorro más bajos de la región con un promedio de 11.3% del PIB en los últimos 20 años, de hecho la tasa mínima es de 7.2% como proporción del PIB en 1993, después de esa fecha a tenido una recuperación ya que a aumentado un poco más del doble al tener una tasa actual de 17% del PIB.



Fuente: Instituto Nacional de Estadística - Bolivia (INE).

- Colombia

Con el propósito de enfrentar la multiplicidad de regímenes, la baja cobertura, ineficiencia administrativa y desequilibrio financiero Colombia en abril de 1994 reformó su sistema de pensiones.

La propuesta original por parte del gobierno era sustituir completamente en el largo plazo el sistema de reparto por el de capitalización individual, la reforma permitió continuar de manera permanente el régimen de reparto paralelamente con el sistema de capitalización (Acosta, Ulpiano 2001) con garantías de pensión mínima y bajo la regulación pública. El primero esta administrado por el estado, a través del Instituto de Seguros Sociales. Y el segundo fue delegada a empresas privadas, las AFP.

Los trabajadores que estaban afiliados al momento de la reforma podrían elegir entre el sistema de beneficios definidos, mediante la Caja Nacional de Previsión (CAJANAL) y el sistema de contribuciones definidas manejadas por las Administradoras de Fondos de Pensiones (SAFP). Lo anterior desembocó en un sistema en el cual podrían los trabajadores afiliados trasladarse de un

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

sistema a otro con el único requisito de haber cotizado como mínimo un periodo de tres años, pero no regresar con al sistema de reparto.

Los nuevos afiliados pueden escoger entre estar en un el régimen público y el mixto, los que eligen el sistema de capitalización pueden cambiar de administradoras (SAFP) dos veces al año.

A los que cambiaron de sistema se les otorgo de algunos beneficios tales como la garantía de pensión mínima a los afiliados que tengan 62 años para el hombre y 57 años para la mujer y no hayan alcanzado a acumular en la cuenta de ahorro pensional el capital necesario para una pensión habiendo cotizado como mínimo 1150 semanas y a partir del 1 de enero de 2009 el número de semanas se incrementará hasta llegar a 1325 semanas.

No se incluyo al nuevo sistema a los trabajadores de la fuerza pública, tales como los militares y la policía, así como a los maestros y empleados de la petrolera estatal (Ecopetrol).

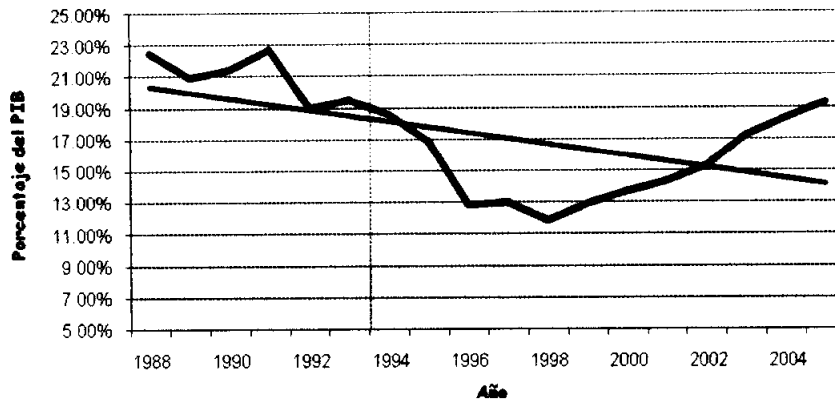
La selección de cualquiera de los dos regímenes es libre, pero una vez que se realiza la selección, los afiliados pueden trasladarse de régimen una vez cada cinco años. Aunque a partir de enero de 2004, el afiliado no podrá trasladarse de régimen cuando le falte 10 años o menos para cumplir la edad para tener derecho a la pensión por vejez.

● **Comportamiento del ahorro.**

Al analizar el comportamiento del ahorro en Colombia es posible notar que en los últimos años la tasa de ahorro privado como proporción del Producto Interno Bruto ha presentado un comportamiento decreciente hasta el año 1998 en donde alcanza su valor mínimo con un 11.8%, a partir de ese año empezó a despuntar, recobrando los niveles que tenía en 1992- 1994 (año de la reforma a su sistema de pensiones) de 19%.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Ahorro Colombiano como porcentaje del PIB
(1988-2005)



Fuente: Departamento Nacional de Planeación. Indicadores Macroeconómicos (INE).

- *Costa Rica*

En agosto de 1995 y con la ley 7523 del Régimen Privado de pensiones Complementarias, se reforma el sistema de pensiones basado en el esquema de capitalización individual y de carácter voluntario.

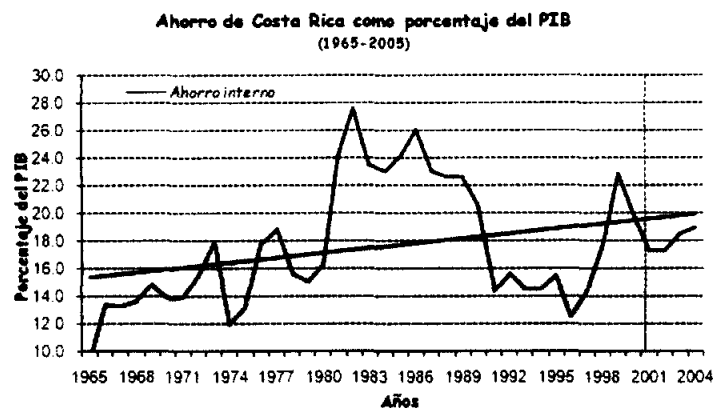
El sistema de pensiones de Costa Rica está constituido por 4 niveles de protección, un nivel básico cuyo régimen principal es el reparto y con una reserva de contingencias (Invalidez, Vejez y Muerte) administrado por la Caja Costarricense de Seguro Social (C.C.S.S), luego están dos niveles de protección, ambos de capitalización individual, uno de carácter obligatorio y otro voluntario, es administrado por Operadores de Planes de Pensiones Complementarios (OPC). Finalmente, hay otro régimen no contributivo administrado por la CCSS.

En 1995, surge el régimen privado de pensiones complementarias, el cual es voluntario, es decir, basado en la capitalización de aportes del afiliado, este no cubre a la población frente a riesgos de vejez, invalidez y muerte.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- Comportamiento del ahorro.

El ahorro en Costa Rica como proporción del PIB ha sido fluctuante en los últimos 40 años, el promedio de esta tasa durante este periodo ha sido de 17% del PIB. Los niveles más altos los tuvo en 1982 con un 27.6% a partir de esta fecha la tasa de ahorro no se ha podido recuperar, ya que ha fluctuado entre 14 y 24%. La tendencia del ahorro en Costa Rica tiene una tendencia algo creciente ya de 1965 al 2004 ha crecido un aproximadamente el doble (99.7%).



Fuente: Banco Mundial.

- El Salvador

El sistema de seguridad social en El Salvador a partir de la Ley del Sistema de Ahorro para Pensiones emitida en diciembre de 1996, el cual tuvo como objetivo modernizar el manejo del sistema de pensiones bajo la responsabilidad del sector privado y liberar al Estado de una carga fiscal que amenazaba con colapsar la economía en el corto plazo (Alvarenga; 2002).

El tipo de régimen que adoptó El Salvador el sustitutivo lo que significa que se suprimió totalmente el sistema de reparto para reemplazarlo por el de capitalización individual, el asegurado aporta un 13.5% del salario, proporción que se transfiere a la administradora del fondo de pensiones elegida, además de poder aportar voluntariamente de un 10%. El estado garantiza una pensión mínima a aquellos asegurados que no cumplan con los requisitos para acceder a una pensión con las administradoras. Los requisitos para tener la pensión para la vejez son de 65 años para los hombres y 60 años para las mujeres, más de 20 años de contribuciones. Así el monto de pensión a recibir dependerá de las contribuciones hechas y su rendimiento.

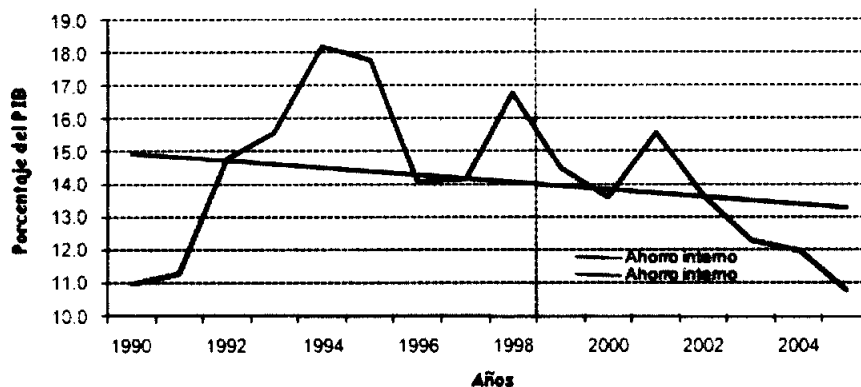
El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Una de las metas de El Salvador al privatizar el sistema de pensiones es el incremento en los niveles de ahorro esto se expresa mejor en el siguiente párrafo tomado del Sistema de Información sobre comercio Exterior (SICE)²¹: “La tasa de ahorro interno se situó en un 14,5 por ciento del PIB en 2001. Las autoridades observaron que consideraban necesario aumentar el nivel de ahorro, lo cual esperan se logre en parte gracias a las cotizaciones de los empleados en el nuevo sistema de pensiones”.

• Comportamiento del ahorro.

El Salvador, muestra uno de los niveles más bajos de ahorro en Latinoamérica al tener un tasa promedio de 15 por ciento, y que fluctúa en niveles de 13 y 17%, el nivel más alto lo tuvo en 1995 con un 17%, de allí en adelante no se ha vuelto a recuperar esos niveles de ahorro en este país, por el contrario ha disminuido hasta alcanzar un mínimo de 10.8% en el 2005.

Ahorro de El Salvador como proporción del PIB
(1990-2005)



Fuente: Indicadores económicos de la Cepal.

- Perú

El sistema de pensiones de Perú está constituido por tres regímenes principales: como lo son el Sistema Nacional de Pensiones, Cédula Viva y el Sistema Privado de Pensiones(SPP), los primeros dos son administrados por el Estado y forman parte del sistema Público de pensiones; y el tercero es administrado por las AFP.

²¹ http://www.sice.oas.org/ctyindex/wto/svS111b_s.asp

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

El sistema público es el esquema de reparto el cual es administrado por la Oficina de Normalización Provisional, las prestaciones que ofrece son: i) jubilación (65 años de edad); ii) invalidez; iii) viudez; iv) orfandad; v) ascendencia.

En diciembre de 1992, se crea el Sistema Privado de Pensiones (SPP), creando un sistema de capitalización individual, los principales objetivos eran: fortalecer el mercado de capitales fortalecer el mercado de capitales, mejorar la disciplina fiscal y crear un sistema previsional sólido que reduzca la diferencia entre las contribuciones hechas y las pensiones recibidas por parte del trabajador (CIES 2003: 10).

Los fondos del SPP, son manejados por las AFP, las cuales son constituidas como sociedades anónimas, que entre los requisitos debían contar con un capital social mínimo. A cambio de ello recibirían por parte de los afiliados y patrón una comisión porcentual de su salario.

A partir de la reforma los trabajadores que entraran al mercado laboral pueden elegir entre quedarse en el sistema anterior (reparto) o incorporarse al SPP. De igual manera, los trabajadores afiliados al SNP, pueden optar entre permanecer en él o cambiar al nuevo régimen. En caso de cambio, los trabajadores recibirían por parte del estado Peruano un bono de reconocimiento, con el fin de reconocer parte de lo que los trabajadores aportaron al sistema de reparto.

En cuanto a las AFP, en Perú se prohibió el cambio de administradoras a los trabajadores durante los dos primeros años de funcionamiento del sistema, después de esta fecha pueden cambiarse una vez al año, con el fin de incrementar el nivel de competencia entre las AFP a favor del afiliado, debido a que se ofrece mejor servicio y los precios son más competitivos por el servicio prestado.

Por los aportes realizados a las AFP los afiliados reciben prestaciones de jubilación, invalidez y muerte. La edad de jubilación es de 65 años, pudiéndose jubilar de manera anticipada si el fondo acumulado permite al afiliado una pensión equivalente al 50% del promedio de las remuneraciones recibidas durante los últimos 120 meses.

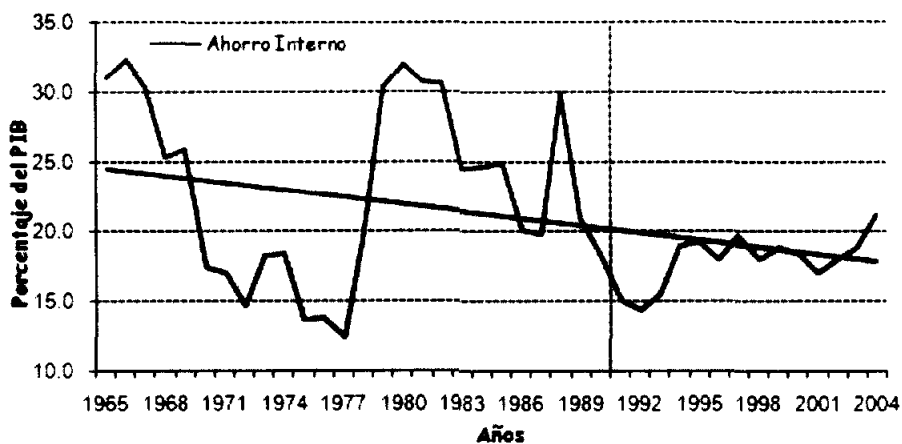
El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- **Comportamiento del ahorro.**

Respecto al ahorro de la economía peruana se observa que en los años sesenta tuvo un crecimiento sostenido y fue hasta mediados de los años setenta que decreció, el decaimiento duró hasta finales de los años ochenta, en los noventa se empieza a recuperar nuevamente el ahorro peruano, que coincide con la fecha de la reforma a su sistema de pensiones. El ahorro de Perú como proporción del PIB esta dentro del promedio latinoamericano, en el periodo de 1960 a 2005 cercano al 21%.

Gonzales (1998) menciona que para 1990 en Perú se ha puesto en marcha un nuevo programa de ajuste estructural que está transformando el contexto económico e institucional -que perduró por más de 25 años- y que estaría influyendo sobre los determinantes del ahorro y la inversión; es decir estaría cambiando el régimen de acumulación. Sin embargo, no parece estar modificándose el problema de la insuficiencia de ahorro interno frente a la inversión total, pese a la recuperación de la tasa de ahorro interno desde 1991, lo que obviamente es un problema para asegurar la viabilidad del crecimiento en el largo plazo.

**Ahorro de Perú como porcentaje del PIB
(1965-2005)**



Fuente: Banco central de reserva del Perú BCRP.

La hiperinflación (1988-1990) y el ajuste estructural de 1990 a 1996 han modificado la composición del ahorro, ahora el ahorro privado constituye una gran parte del ahorro en Perú.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

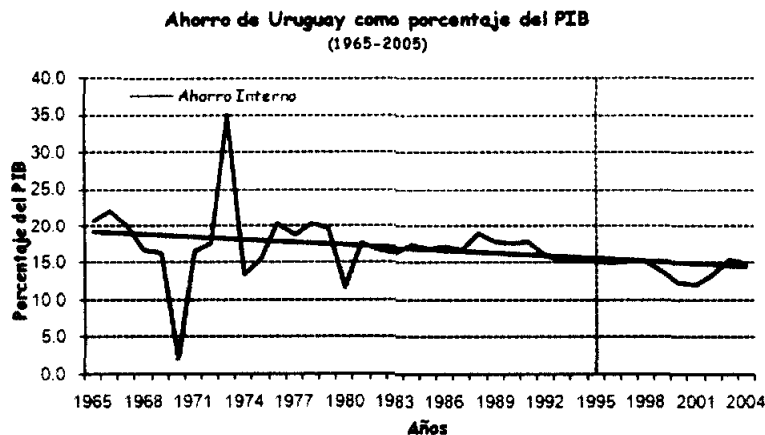
- Uruguay

En Uruguay hay un sistema mixto. Se mantuvo un primer pilar de reparto, bajo la directriz de la solidaridad intergeneracional y se creó por otro lado un pilar de capitalización basado en el ahorro individual. Pero lo que cabe subrayar es que todos los trabajadores tienen que contribuir al sistema de reparto, al menos con una parte de su ingreso, aun los que se incorporan al sistema de capitalización, deben aportar al sistema de reparto que sigue siendo administrado por el Estado.

La participación en el pilar de capitalización individual depende del nivel de salario.

- **Comportamiento del ahorro.**

Con respecto al ahorro de Uruguay podemos ver que es menor al resto de los países de la región, ya que el promedio de esta tasa ha sido de 16.7% del PIB en los últimos 40 años, fluctuando entre 13 y 20%. Desde la crisis de la deuda externa en 1982 hasta 1991, esta tasa prácticamente se mantuvo incambiada entre el 15 y 16% del PIB. Sin embargo, desde 1992 exhibe una caída hasta ubicarse en 14% en 1994 (Noya *et al*, 1998:2). En el siguiente Gráfico se presentan las tasas de ahorro interno.



Fuente: Banco Mundial.

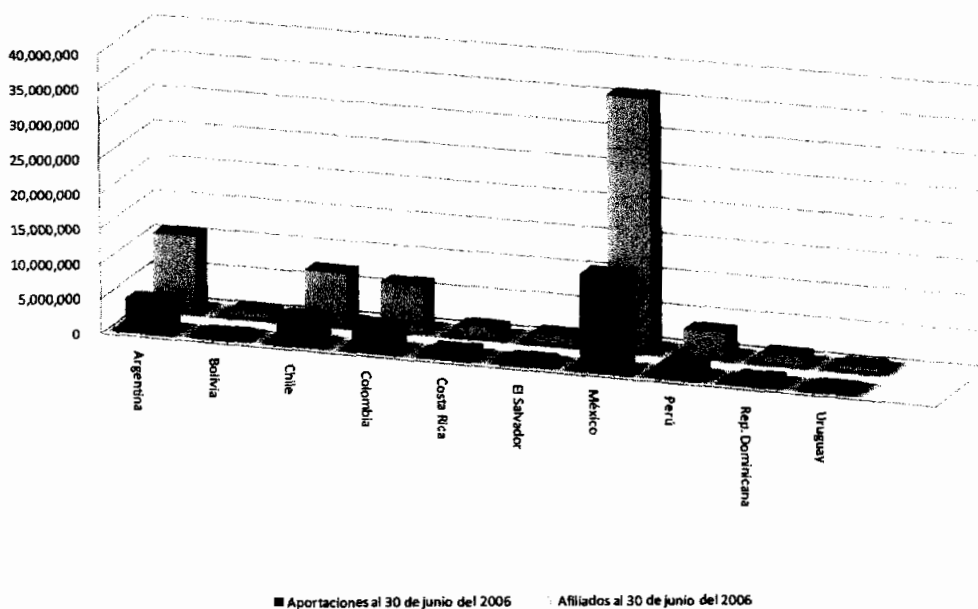
Después de la reforma al sistema de pensiones la tasa de ahorro ha mantenido una tendencia casi negativa, por tanto no hay un resultado concluyente de que haya aumentado el ahorro interno.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

4 Algunas estadísticas sobre América Latina.

Los regímenes de capitalización individual en Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, México, Perú, República Dominicana y Uruguay contaban al 31 de diciembre de 2005, con 69 millones de afiliados, 6% más que en 2004 (AIOS: 2006). De los 69 millones de afiliados, únicamente 29 millones de ellos aportaron y México concentra el 46% del total.

Afiliados y aportaciones en los países de América Latina (2006)



FUENTE: Boletín estadístico AIOS 2005.

La relación afiliados/PEA, a diciembre de 2005 promediaba 60.2 por ciento del total de países de América Latina, los que destacan son Chile que cuenta con 116.5%, seguido de México con un 80.4% y Argentina con un 60.8 por ciento, entre los más bajos encontramos a Bolivia, Perú y República Dominicana que cuentan con una relación afiliados/PEA de 25.9, 30.3 y 30.4 por ciento, respectivamente. Aunque según la AIOS (2006), este indicador tiende naturalmente a crecer dado que el concepto de afiliados incluye no sólo a trabajadores que hacen aportes sino también a quienes no lo hacen (por estar desempleados, por haber emigrado o por evasores) y a personas inactivas que no forman parte de la PEA.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Por ello el indicador más representativo es la relación aportantes/PEA, que para junio del 2006, promediaba con 25.8 por ciento, con valores extremos de Chile con 58.1% y Perú con 11.6%.

En cuanto al número de beneficiarios del nuevo sistema de pensiones para el segundo semestre de 2006, México, Chile y Argentina concentran un 93.3% de los casos. La prestación predominante es la pensión por vejez en países como; Argentina, Bolivia, Chile, México, Perú y la pensión por muerte en Colombia, El Salvador, República Dominicana y Uruguay.

Durante el año del 2005 se trasladaron de administradora 3.3 millones de afiliados, para junio del 2006 se incremento 1.3 millones, en donde se dieron los mayores cambios fue en México el cual registra un 73% con el resto de los países reformados de América Latina.

Respecto a los fondos administrados, en junio del 2006, son de 189, 941 millones de dólares, Chile cuenta con la mayor participación (39.79%) del total, uno de los factores pudiera ser que Chile lleva 25 años de vigencia con su sistema de pensiones. Y equivalen al 14% del PIB en 2005, que para los diez países totalizaba 1.3 billones de dólares.

Fondos administrados con relación al Producto Interno Bruto.

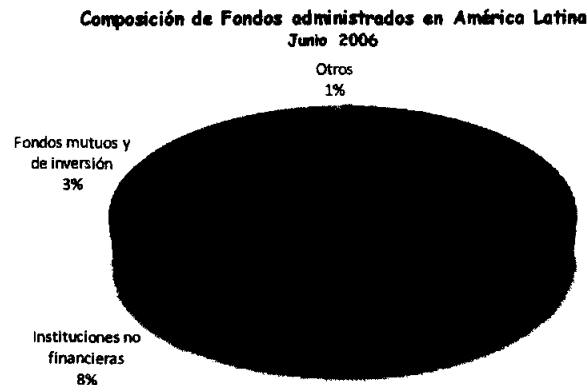
País	Diciembre de 2005
Argentina	12.9
Bolivia	21.6
Chile	59.4
Colombia	17.2
Costa Rica	3.7
El Salvador	18.3
México	7.0
Perú	12.1
R. Dominicana	1.3
Uruguay	15.3

Fuente: Boletín Estadístico AIOS, 2005.

Los fondos que se recaudan de las aportaciones de los trabajadores son muy heterogéneos en América Latina. En promedio para junio del 2006, el 43% de los fondos estaban destinados a títulos públicos (deuda del gobierno), los que invierten más en este rubro son El Salvador (77.8%), Bolivia (75.8%) y México (75.3%), mientras que en República Dominicana esta proporción es nula ya que la

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

mayoría de los fondos (97.6%) lo invierten en instituciones financieras, lo sigue Uruguay con un 38.2%. Chile lleva la batuta con las inversiones en emisores extranjeros con un 31%. Por su parte, la adquisición de las acciones con un promedio de 10%, Perú va al frente con 39%.



FUENTE: Boletín estadístico AIOS, 2005.

Por otra parte el número de administradoras, a finales de 2005, promediaba 6.7 por país, entre las que destacan México con 16, seguido de Argentina con 11 y los que se sitúan en el lado extremo son Bolivia y El Salvador, por que solo cuentan con 2. Lo interesante de ello es que en todos los casos hay una importante concentración ya que las dos administradoras con mayor tamaño reunían, aproximadamente el 50% de los fondos administrados. A parte de Bolivia y El Salvador, la concentración de las administradoras está más fuerte en Uruguay (74%) y Costa Rica (61%), mientras que los de más bajos niveles son Argentina (38.5) y México (38.9).

En América Latina se ha registrado el mayor número de reformas a partir de la experiencia Chilena en 1981. En los años noventa, las reformas a los esquemas de pensiones de estos países se incrementaron y se orientaron principalmente hacia el manejo de los fondos y hacia las cuentas individuales. Este proceso de cambio influyó en las reformas que después se implantaron en países de otras regiones como Europa y Asia Central, aunque las soluciones adoptadas y las causas que las motivaron son distintas.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

5 Pensiones en África, Asia y Europa.

La mayoría de países Europeos así como Estados Unidos han optado mantener su sistema de reparto ya que cuentan con la madurez financiera y estabilidad demográfica y económica. Sin embargo, han hecho ajustes paramétricos, ya sea en edades de retiro, años de cotización y en algunos casos han recurrido a los sistemas de cuentas individuales alentados por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos.

En Europa del Este iniciaron con la legislación y reestructuración de sus sistemas de previsión por lo que aún no está bien definida. No obstante, se vislumbra que hay una tendencia hacia las cuentas individuales. Muchos de estos países han optado por sistemas de carácter mixto. Otros como Checoslovaquia y Eslovenia, descartaron la privatización y continuaron con su esquema de beneficios definidos, complementándolo con esquemas privados voluntarios.

En África tampoco se han realizado muchos cambios, continúa el sistema de reparto, dado que la esperanza de vida no rebasa los 50 años y por lo tanto sus sistemas de pensiones no tienen presiones económicas importantes, además la cobertura es limitada.

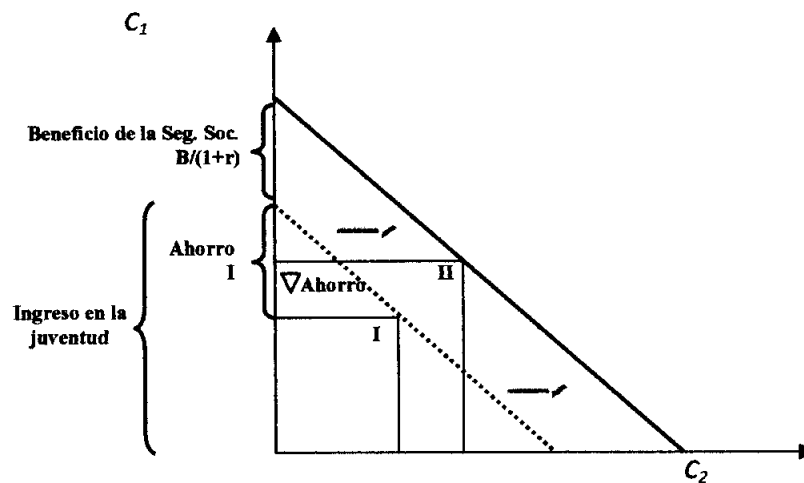
En Asia, no se observan claramente cambios estructurales en sus sistemas de pensiones, excepto en China, que además de la pensión básica que otorga el seguro social, tiene un sistema de cuentas individuales.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Anexo 3: El efecto de un sistema de reparto en la riqueza individual y los ahorros voluntarios

En la siguiente Gráfica 3 se muestra cómo el sistema de reparto trae consigo cambios en la acumulación de riqueza de por vida, el cual cambia dependiendo del plan de consumo que el trabajador tenga de por vida (en el eje vertical está el nivel de consumo en el primer periodo y en el eje horizontal, el nivel de consumo en el segundo).

Gráfica 3



La línea punteada representa la restricción presupuestaria de un individuo que no goza aun de los beneficios de la seguridad social. En esta etapa el trabajador elige un plan presente y futuro de consumo, expresado por el punto I. Nótese que existe un ahorro Cuando existen beneficios del retiro $B/(1+r)$, la restricción presupuestaria se corre a la derecha También se puede observar el nivel de ahorro (ingreso menos consumo) al cual sería acreedor el individuo, cuando existen o no beneficios del retiro ($B/(1+r)$).

Suponiendo que el programa de seguridad social paga beneficios, pero no requerirá una contribución por parte del trabajador y que este a su vez anticipa de manera adecuada estos beneficios, el efecto riqueza de seguridad social sería positivo, por tanto, la restricción presupuestaria se desplazaría hacia la derecha paralela a la recta anterior. De esta forma, el consumidor se traslada al punto II, con un mayor consumo en ambos periodos. No obstante, hay que tomar en cuenta lo que pasa con el ahorro: mientras que los ingresos se mantienen sin cambios, el consumo aumento y por lo tanto el ahorro se ve reducido. Por ello, cuando se crea un efecto riqueza positivo de seguridad social, el consumidor es inducido a ahorrar menos en su juventud. Es así, que la seguridad social en un sistema

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

pay as you go disminuye el ahorro privado y no existe una compensación con el ahorro público. Como resultado, el ahorro interno (privado + público) se ve reducido.

Por otro lado existe otro efecto denominado “efecto del retiro inducido”, en el cual, con la introducción de un sistema de seguridad social pay-as-you-go la gente puede tener un incentivo para retirarse a una edad anterior a la que se hubiera retirado sin seguridad social. Esto se puede explicar por los siguientes argumentos: (i) Por que se siente con más riqueza con un sistema pay-as-you-go en auge y; (ii) por que las pensiones crecen a una tasa decreciente por sobre un mínimo. Esta decisión debe de ser tomada en cuenta, ya que puede influenciar el comportamiento del ahorro de manera indirecta.

Debido a que si el trabajador decide retirarse antes debido al sistema de seguridad social también puede motivarse un aumento del ahorro privado cuando es joven, por dos razones:

1. Con menos años de trabajo puede querer ahorrar a una mayor tasa para lograr una riqueza deseada al tiempo de retiro.
2. Con más años en estado de retiro puede querer ahorrar más cuando es joven para sostener un cierto nivel de consumo en su etapa de retiro.

En donde finalmente podemos concluir que el efecto total del sistema de seguridad social pay as you go sobre el ahorro privado es igual a: Efecto total del sistema pay-as-you-go sobre el ahorro privado= (-) Efecto sustitución de activos + (+) efecto del retiro inducido.

Dado que la ventajas del efecto sustitución e inducción del retiro de la seguridad social trabajan en direcciones diferentes el efecto total del ahorro es teóricamente ambiguo y esto se resuelve con *análisis empírico*.

Existe sin embargo una dificultad para la estimación empírica del efecto del sistema pay as you go sobre el ahorro privado y se obstaculiza sobre todo en el efecto sustitución de activos. Ya que para estimar este efecto se necesita conocer B en el periodo 1, el cual no es observado, es esperado. En cambio en un sistema fondeado con depósitos en el sistema financiero, el ahorro público sustituye al privado y no hay un efecto riqueza que afecte al ahorro privado.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Anexo 4: Base de datos

Periodo	Ahorro interno en nivel*	Ahorro como porcentaje del PIB	Ahorro pensional en nivel*	PIB per cápita	Ahorro pensional como porcentaje del PIB
1992/03	172785723	14.5040175	1637432.07	13603.3003	0.13744969
1992/04	170660175	13.3743611	2365340.2	14506.0632	0.18536787
1993/01	232048767	18.5828509	3297252.23	14132.6312	0.26404944
1993/02	219702176	17.4318112	4101632	14200.8267	0.32543544
1993/03	202672594	16.7279619	5099219.95	13593.696	0.42087366
1993/04	203407255	15.5971986	5913643.63	14570.3227	0.45345617
1994/01	236957280	18.5436083	6911727.3	14216.3766	0.54089228
1994/02	224921882	16.8931922	7787972.47	14750.1647	0.58493071
1994/03	215450865	16.9996207	8872690.53	13984.4472	0.70007783
1994/04	223195107	16.2661775	9785035.88	15079.775	0.71312106
1995/01	276060651	21.6987608	10247065.8	13925.9452	0.80543398
1995/02	225519095	18.6525447	10720955.2	13181.3456	0.88672356
1995/03	220641652	18.9297704	12184120.1	12659.1789	1.04532664
1995/04	218886735	17.1600839	12828324.2	13801.0549	1.00570334
1996/01	298667808	23.4602905	13559084.9	13721.9599	1.06506313
1996/02	283183626	21.9965314	14438916.3	13823.6878	1.12155523
1996/03	269240498	21.5622667	15521621	13359.6701	1.24305717
1996/04	271283030	19.855421	16208471.1	14565.7572	1.1863109
1997/01	326900092	24.5507682	16985363	14144.2289	1.27563044
1997/02	315339008	22.6009376	18158347.2	14767.9543	1.30144277
1997/03	301435560	22.4608636	19891495.9	14155.9709	1.48217476
1997/04	287223022	19.7095514	21965755.1	15318.5149	1.50731364
1998/01	353954477	24.7198783	24182848.1	14999.534	1.68890945
1998/02	310330313	21.3198385	26711937.5	15195.6578	1.83512267
1998/03	313951464	22.2206431	29516405.9	14699.2071	2.0890921
1998/04	309080583	20.6480115	31934413.6	15519.95	2.13336644
1999/01	356819020	24.393875	35045991	15113.771	2.39591354
1999/02	321313152	21.3311791	38360325.4	15510.5816	2.54664636
1999/03	331019941	22.4343882	42099862.8	15142.0422	2.85325609
1999/04	306196594	19.4135417	45721924	16131.3306	2.89887117
2000/01	379348250	24.1423815	49140696.9	16016.3176	3.1273993
2000/02	336832940	20.829993	52282069.1	16427.0739	3.23316101
2000/03	336967653	21.3340517	56418963.6	16001.7448	3.57199001
2000/04	310388585	18.794306	59772403.9	16685.8989	3.61927243
2001/01	358710325	22.3962737	64076932.4	16138.2323	4.00067803
2001/02	312151359	19.2729041	69156720.6	16275.098	4.2698864
2001/03	312391246	20.0391295	73575746.3	15622.2375	4.71970303
2001/04	273074208	16.7626299	77548186.7	16280.9391	4.76028682
2002/01	339987033	21.7246084	82652297.3	15598.0034	5.28134494
2002/02	304701425	18.4612797	86459841.1	16405.4818	5.23843731
2002/03	309473421	19.5219876	89760913	15714.2378	5.66223563
2002/04	285278547	17.1697779	91566020	16425.4065	5.51099354
2003/01	346873973	21.6541047	92369900.9	15792.8628	5.76632338
2003/02	302250950	18.325485	98731039.4	16216.58	5.98606615
2003/03	271169555	16.9290171	103191772	15706.3021	6.44222495
2003/04	299100088	17.629912	106244885	16590.0941	6.26241197



Gutiérrez Landeros Alida Marcela
Asesor: Dra. Nora Garro Bordonaro

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Periodo	Ahorro interno en nivel*	Ahorro como porcentaje del PIB	Ahorro pensional en nivel*	PIB per cápita	Ahorro pensional como porcentaje del PIB
2004/01	377967695	22.7662028	109992472	16190.6479	6.62519829
2004/02	324095649	18.9429304	111700470	16639.6379	6.52873385
2004/03	289841136	17.3220669	115974662	16229.1524	6.93111021
2004/04	311051833	17.4863555	119040845	17206.2679	6.69210178
2005/01	357461929	21.0230962	123695418	16402.2726	7.27479056
2005/02	321937234	18.238416	128173133	16981.3686	7.26127545
2005/03	267837081	15.5196886	135420478	16565.7804	7.8468733
2005/04	292955474	16.0690772	140406006	17461.055	7.70149446
2006/01	363649460	20.27484	146638407	17140.3983	8.17564873
2006/02	324361711	17.517438	149096681	17655.9054	8.05209672

Fuente: Banco de México e INEGI.

* Unidad de Medida: Miles de pesos a precios de 1993.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Anexo 5: Aspectos econométricos y algunas estimaciones auxiliares

En este trabajo se emplea como herramienta de análisis empírico la regresión lineal múltiple. El objetivo es establecer una relación funcional entre el ahorro interno (SI) y las variables: PIB per cápita (PIBp) y ahorro pensional (SP), para determinar si las variables económicas incluidas en el sistema presentan una asociación potencial. Es decir, se busca determinar el grado de asociación entre dichas variables y en qué sentido se da dicha asociación. Esto es, si el valor de la variable dependiente tiende a aumentar (disminuir), al aumentar los valores de las variables explicativas; y por otro parte, estudiar si los valores de las variables independientes pueden ser utilizados para predecir el valor de la variable dependiente.

Además, se desea examinar cuantitativamente los efectos o beneficios que ha tenido la reforma del sistema de pensiones (estructural) sobre el ahorro interno.

Lo anterior, encuentra sustento en la idea que un sistema de pensiones capitalizado conduce a un incremento del ahorro interno y de la inversión productiva, que producirán efectos positivos en el crecimiento y el desarrollo económico. Con base en esto, se explorará empíricamente la relación entre el ahorro interno y la transición de un sistema de pensiones de reparto a uno capitalizado, para el periodo de 1980-2006 en el caso de México.

Por lo tanto, este trabajo proporcionará evidencia empírica sobre si los esfuerzos de promoción al nuevo sistema de pensiones (sistema de capitalización) han generado efectos positivos (negativos) al ahorro interno, la inversión y al crecimiento económico de México.

1 Aspectos teóricos de las pruebas de Regresión Lineal Múltiple por el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Naturaleza del análisis de regresión.

Nos permite observar las potenciales relaciones entre dos, o más, variables ya sean cuantitativas o cualitativas. El principal objetivo es determinar el grado de asociación entre las variables, incluidas en la regresión, y en qué sentido se da dicha asociación. Esto es, si el valor de la variable dependiente tiende a aumentar (disminuir), al aumentar los valores de las variables explicativas; y por otro parte,

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

estudiar si los valores de las variables independientes pueden ser utilizados para predecir (pronosticar) el valor de la variable dependiente.

Para ver si las variables están asociadas, la manera correcta es acudiendo a los coeficientes de correlación, este nos sirve para indicar la fuerza de la asociación mediante un único número, pero como estamos interesados en modelar la relación existente entre las variables, así como la potencia predictiva de las variables independientes, se recurre a la técnica de regresión lineal múltiple con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

La regresión es una herramienta fundamental de la econometría, el término fue introducido por Francis Galton (Gujarati 1997).

Regresión lineal Múltiple

Este modelo de regresión lineal múltiple se enfoca en el análisis de las relaciones de dependencia entre variables (variable dependiente y variables independientes), con el objeto de estimar o predecir valor promedio poblacional de la primera en términos de los valores conocidos o fijos (en muestras repetidas) de las últimas.

La linealidad se define de dos maneras:

- 1) Linealidad en las variables: la esperanza condicional de Y es una función lineal de X.
- 2) Linealidad en los parámetros: se presenta cuando la esperanza condicional de Y es función lineal en los parámetros,

La regresión lineal múltiple, puede ser representa de la siguiente forma:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t \quad \dots (1)$$

Donde:

Y_t es la variable dependiente.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

β_1 y β_2, β_3 son los parámetros no conocidos pero fijos, lo cuales se denominan coeficientes de regresión, donde β_1 representa el intercepto y β_2, β_3 son el coeficiente de la regresión parcial.

u_t es la variable aleatoria no observable, que puede tomar valores positivos o negativos. Que sustituye o representa todas las variables omitidas o ignoradas que no afectan a Y pero que no están incluidas en el modelo de regresión.

El subíndice t denotará la *t-ésima* observación.

Para la estimación de la ecuación (1), se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). A continuación se presentan algunas propiedades estadísticas de esta metodología.

El criterio de mínimos cuadrados

$$\begin{aligned} \min \sum \hat{u}_t^2 &= \sum (Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2t} - \hat{\beta}_3 X_{3t} + u_t)^2 \\ \bar{Y} &= \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \bar{X}_{2t} + \hat{\beta}_3 \bar{X}_{3t} \\ \sum Y_t X_{2t} - \hat{\beta}_1 \sum X_{2t} + \hat{\beta}_2 \sum X_{2t}^2 + \hat{\beta}_3 \sum X_{2t} X_{3t} \\ \sum Y_t X_{3t} &= \hat{\beta}_1 \sum X_{3t} + \hat{\beta}_2 \sum X_{2t} X_{3t} + \hat{\beta}_3 \sum X_{3t}^2 \end{aligned}$$

Donde los parámetros son:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}_{2t} - \hat{\beta}_3 \bar{X}_{3t} \\ \hat{\beta}_2 &= \frac{(\sum Y_t X_{2t})(\sum X_{3t}^2) - (\sum Y_t X_{3t})(\sum X_{2t} X_{3t})}{(\sum X_{2t}^2)(\sum X_{3t}^2) - (\sum X_{2t} X_{3t})^2} \\ \hat{\beta}_3 &= \frac{(\sum Y_t X_{3t})(\sum X_{2t}^2) - (\sum Y_t X_{2t})(\sum X_{2t} X_{3t})}{(\sum X_{2t}^2)(\sum X_{3t}^2) - (\sum X_{2t} X_{3t})^2} \end{aligned}$$

Bajo ciertos criterios sobre la forma en que se generaron los datos.

- I. Los estimadores MCO están expresados en cantidades observables.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- ii. Son estimadores puntuales, dada la muestra, cada estimador proporcionará un solo valor (puntual) del parámetro poblacional relevante.
- iii. Una vez obtenidos los estimadores de MCO, la línea de regresión muestral puede obtenerse fácilmente. La línea de regresión tiene las siguientes propiedades.
 - i. Pasa a través de las medias muestrales de Y y X.
 - ii. El valor promedio de Y estimado es igual a \bar{Y} .
 - iii. El valor de la media de los residuos es cero.
 - iv. Los residuos no están correlacionados con el valor predicho de Y; lo cual puede ser verificado utilizando desviación.
 - v. Los residuos no están correlacionados con X_i ; esto es $\sum \hat{u}_i X_i = 0$.

Supuestos básicos del método de mínimos cuadrados ordinarios, estos son (Gujarati 1997; 190):

SUPUESTO 1. El modelo de regresión es lineal en los parámetros.

SUPUESTO 2. Los valores de X son fijos en muestreo repetido. Los valores que toma el regresor X son considerados fijos en muestreo repetido. Más técnicamente, se supone *no estocástica*.

SUPUESTO 3. El valor medio de la perturbación u_i es igual a cero. Dado el valor de X_2 y X_3 , la media, o el valor esperado del término aleatorio de perturbación u_i es cero. Técnicamente, el valor de la media condicional de u_i es cero.

SUPUESTO 4. Homoscedasticidad o varianza de u_i . Dado el valor de X, la varianza de u_i , es la misma para todas las observaciones. Esto es, las varianzas condicionales de u_i son idénticas.

SUPUESTO 5. No autocorrelación entre las perturbaciones. Dados dos valores cualquiera de X, x_i y x_j ($i \neq j$), la correlación entre dos u_i y u_j cualquiera es cero.

SUPUESTO 6. La covarianza entre u_i y x_i es cero, o $E(u_i x_i) = 0$.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

SUPUESTO 7. El número de observaciones n debe ser mayor que el número de parámetros por estimar. Alternativamente, el número de observaciones n debe ser mayor que el número de variables explicativas.

SUPUESTO 8. Variabilidad en los valores de X . No todos los valores de X en una muestra dada deben ser iguales. Técnicamente, $var(X)$ debe ser un número positivo finito.

SUPUESTO 9. El modelo de regresión está correctamente especificado. Alternativamente, no hay un sesgo²² de especificación o error en el modelo utilizado en el análisis empírico.

SUPUESTO 10. No hay multicolinealidad perfecta entre las variables X o no hay relación lineal exacta entre las variables explicativas (X_2, X_3).

Dados los supuestos del modelo clásico de regresión lineal, poseen algunas propiedades ideales y óptimas. Estas propiedades están contenidas en el teorema Gauss- Markov, en cual se puede enunciar de la siguiente forma: los estimadores de mínimos cuadrados, dentro de la clase de estimadores lineales insesgados, tienen varianza mínima, es decir, son MELI (Gujarati 1997; 70-71).

Hay 3 tipos de datos con los cuales podemos estimar el modelo de regresión; i) datos de corte transversal, información recogida en un punto del tiempo; ii) datos de series de tiempo; información recogida en un punto largo del tiempo, la información puede ser cuantitativa o cualitativa; iii) Datos panel, la combinación de ambas.

El tipo de información empleada en este trabajo, son datos de Series de tiempo. La periodicidad de la información es trimestral para el periodo de 1980-2005.

Las propiedades (Guide Eviews 2000, Johnston-Dinardo 2001, Gujarati 1997) de los estimadores son diferentes cuando las series son estacionarias de cuando no lo son, por eso antes de realizar cualquier regresión es necesario analizar cada serie de tiempo individualmente para determinar su naturaleza.

²² Escoger la forma funcional equivocada.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

El manejo de información de series de tiempo plantea 3 características fundamentales: i) Los datos de series de tiempo requieren que la serie sea estacionaria (que la influencia de las perturbaciones se desvanece en el tiempo); ii) se puede presentar una regresión espuria (cuando se obtiene una bondad de ajuste elevado, a pesar de no existir una relación significativa); iii) los modelos con datos de series de tiempo se usan regularmente para la predicción, por lo tanto, se debe determinar la validez de dichas predicciones, en caso de que las series a investigar, no sean estacionarias.

Por ello, para evitar correlaciones espurias entre las variables se examinará el orden de integración respectivo, mediante la prueba de raíz unitaria, esta prueba considera el siguiente modelo:

$$Y_t = rY_{t-1} + u_t$$

Si el valor de r es igual a uno entonces la variable estocástica contiene raíz unitaria, por tanto, la serie no es estacionaria, alternativamente este modelo lo podemos reescribir mediante la introducción del operador de diferencias:

$$\Delta Y_t = (r-1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t$$

En el cual se establecen las siguientes hipótesis:

$H_0: \gamma = 0$ Hay raíz unitaria.

$H_1: \gamma < 0$ No hay raíz unitaria.

Y donde los errores (u_t) deben cumplir con las propiedades de ruido blanco.

Una alternativa al uso de series estacionarias en un modelo de regresión múltiple consiste en realizar las pruebas de cointegración de series no estacionarias. En efecto, una combinación lineal de series no estacionarias puede resultar en una serie estacionaria, en cuyo caso se dice que las series no estacionarias están cointegradas. En un modelo de regresión lineal múltiples con variables dependientes e independientes medidas en series de tiempo no estacionarias cointegradas, el residuo de la regresión constituye la serie de tiempo que expresa la combinación lineal de dichas variables. Será una serie estacionaria si hay cointegración.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

2 Descripción de las variables.

Los determinantes del ahorro son (Loayza, Schmidt-Hebbel, Servén; 2001):

Ingreso: Utilizando como proxy el Producto Interno Bruto (PIB), en estudios que usan datos de ahorro encuentran un efecto positivo de los niveles de PIB per cápita sobre las tasas de ahorro (Schmidt- Hebbel 1992; Schimidt-Hebbel y Servén 2000).

Por otra parte, tanto la hipótesis del Ciclo de Vida como la del Ingreso Permanente, nos dice que la influencia del ingreso tiende a ser más grande en los países en desarrollo que en los países desarrollados. En los países en desarrollo se estima que puede haber un aumento al doble del ingreso per cápita, *ceteris paribus*, si aumenta la tasa de ahorro interno en un 10 por ciento del PIB (Loayza et al 2001).

Tanto la teoría del Ciclo Vital (Modigliani) como la del Ingreso Permanente (Friedman), consideran que tasas de ahorro elevadas van de la mano con mayores tasas de crecimiento del PIB.

La evidencia muestra que si hay un impacto positivo sobre el ahorro ante un aumento transitorio en el PIB per cápita, siendo hasta mayor que el impacto de un aumento del PIB (Loayza, 2001).

Crecimiento: La teoría del ingreso permanente, nos dice que un mayor crecimiento reduce el ahorro. Sin embargo, en el Modelo del ciclo vital el efecto del crecimiento sobre el ahorro es ambiguo.

Modigliani en 1970 documentó en un estudio basado en muestras internacionales, que hay una fuerte asociación positiva entre las tasas de ahorro y el crecimiento del PIB, aunque hay una controversia entre la relación causal, es decir, el ahorro induce el crecimiento o viceversa.

Demografía: En la hipótesis del Ciclo de vida es la piedra angular, ya que la diversidad etaria de los consumidores nos indica la predicción de que el consumo y el ahorro siguen la forma de una U invertida. La evidencia empírica confirma que un aumento en las tasas de dependencia de jóvenes y viejos tiende a disminuir las tasas de ahorro.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Incertidumbre: La teoría del ingreso permanente predice que un mayor nivel de incertidumbre aumenta el ahorro, ya que los consumidores adversos al riesgo dejan de consumir parte de sus recursos como una precaución contra posibles cambios adversos en el ingreso y en otros factores.

La variable que se utiliza en la literatura empírica sobre el ahorro como en la literatura sobre crecimiento, para medir la incertidumbre es la inflación.

Reforma del sistema de pensiones: La reforma a las pensiones debería de tener un impacto sobre el ahorro privado en el corto plazo si es que están financiadas con la emisión de deuda pública, pues ésta sólo representa la conversión de un pasivo público implícito por uno explícito (Loayza et al 2001). También puede tener efectos adicionales positivos e indirectos sobre el ahorro, si es que aumentan el PIB per cápita y el crecimiento del PIB, al reducir las distorsiones en el mercado laboral y estimular el desarrollo del mercado de capitales (Loayza et al 2001).

La evidencia de series de tiempo para Chile sugiere que 3.8% de los 12.2% de aumento en la tasa de ahorro interno desde 1986 pueden ser atribuido a la reforma de pensiones. Samwick (2000) en otro estudio de series de tiempo para cinco países que reformaron sus sistemas de pensiones, muestra que las tasas de ahorro interno aumento sólo en Chile, ya que en los países restantes no fueron significativos.

A continuación se muestra una tabla mediante el cual se puede observar algunas de las variables que se han empleado para determinar el ahorro interno, así como los signos esperados y los resultados que han obtenido del estudio econométrico.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Determinantes del ahorro nacional

Categoría de la variable	Variable específica	Signo esperado	Resultados empíricos
Ingreso	Nivel de ingreso: corriente	0 ó +	+
	Transitorio/permanente	+ / 0 ó +	0/0
	Términos de intercambio: corriente.		
	Transitorio/permanente	0 ó +	+
	Tasa de crecimiento: corriente	+ / 0 ó +	+
		Ambiguo	+
Tasa de retorno	Tasa de interés real	Ambiguo	- 0 +
Incertidumbre	Inflación	+	
Profundidad financiera	Stocks de dinero	+	0
Sistema de pensiones	Transferencias de pensiones del sistema anterior	0 ó -	-
	Activos de los sistemas de capitalización individual	0 ó +	+
	Contribuciones a los sistemas de capitalización individual	Ambiguo	0/+
Demografía	Tasa de dependencia de la población	-	- 0

Fuente: Loayza, Schmidt-Hebbel, Servén 2001.

Como se podrá observar la mayoría de las variables fueron significativas y con el signo esperado. Por ello, para la estimación del modelo de la presente investigación se retomaran algunos de estos determinantes que ayudaran a reforzar el trabajo empírico.

La evidencia empírica (Samwick, Smith-Hebbel, et al 2001) revela que las variables para las que se encuentran signos concordantes con las teorías (Teoría del ingreso permanente y la teoría del ciclo vital) y estadísticamente significativos, son: los términos de intercambio, las restricciones de endeudamiento externo, las variables de política fiscal y las variables de pensiones. Sin embargo, otros determinantes como el crecimiento del ingreso o la tasa de interés real, en los estudios empíricos difieren con las proyecciones o signos esperados por la teoría. Así mismo, se observan resultados mixtos respecto a los niveles de significancia reportados en la literatura empírica, tales como: el ingreso, la inflación y la tasa de dependencia demográfica.

3 Cointegración

Uno de los tópicos contemporáneos en la econometría es la cointegración. La prueba de cointegración implica confirmar empíricamente la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo, es decir, la cointegración nos permite determinar si dos o más variables están relacionadas en el tiempo.

En el análisis empírico es común encontrar series no estacionarias, debido a que la mayor parte de ellas presentan una tendencia temporal, es decir, las series presentan crecimiento en el tiempo. Adicionalmente, esta evolución se ve afectada por un cúmulo de factores (choques aleatorios). Por lo tanto, las series que presentan raíz unitaria (son no estacionarias) se les conoce como caminata aleatoria, debido a que su evolución futura es impredecible.

En la práctica, si una serie presenta raíz unitaria se procede a diferenciarla para volverlas estacionarias, sin embargo, este procedimiento implica la pérdida de información potencialmente valiosa que representa la evolución en el tiempo un fenómeno económico. Es importante destacar que al estimar una regresión con series no estacionarias es posible no obtener relaciones de cointegración, debido que aunque en el largo plazo posean tendencias similares, en su recorrido pueden exhibir cambios estructurales o movimientos cíclicos asimétricos, lo que conduce a que no se mantenga una relación estable de largo plazo.

Sin embargo, hay un variado número de casos en los cuales al estimar una regresión con variables que siguen una caminata aleatoria su combinación lineal genera relaciones de cointegración. Así, la presencia de relaciones de cointegración, significa que si tenemos dos o más variables no estacionarias y su combinación lineal es estacionaria, entonces los residuos se consideran como las desviaciones de corto plazo respecto del equilibrio de largo plazo.

Expuesto lo anterior, puede utilizarse un mecanismo (o modelo) de corrección de error (MCE), el cual se fundamenta en una especificación macroeconométrica que permite vincular el análisis de equilibrio de largo plazo con la dinámica de ajuste de corto plazo. De tal forma, que las ecuaciones de corrección de error buscarán el mejor ajuste de corto plazo, que permitan el pronóstico de corto alcance, mientras que las ecuaciones de cointegración permitirán pronósticos de largo plazo.

4 Prueba de cointegración y modelo de corrección de errores

Las pruebas de cointegración y los modelos de corrección de error son herramientas econométricas útiles para el análisis de las relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables (Users Guide Eviews, 2000). Desde el punto de vista económico si 2 o más series de tiempo están cointegradas entonces se dice que dichas series se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir son estacionarias), aún cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. Por lo tanto, la cointegración refleja la presencia de un equilibrio de largo plazo hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo.

Lo anterior puede ser definido también en términos econométricos; cuando 2 o más series de tiempo son no estacionarias de orden $I(1)$, entonces están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden $I(0)$, por lo tanto, el vector de coeficientes que resulta de esta combinación de largo plazo es el vector cointegrante.

4.1 Prueba de cointegración de Johansen

El procedimiento de Johansen (1988,1991) consiste en aplicar el procedimiento de máxima verosimilitud con el objetivo de determinar el rango, r , de cointegración del sistema, así como también estimar la matriz, Π , y sus raíces características. Esto podrá realizarse mediante las pruebas de traza (Trace test) y la prueba de máximo valor propio (Maximum Eigenvalue Test), definidos estos estadísticos como:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^2 \ln(1 - \lambda_i^*)$$
$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}^*)$$

Donde λ^*i son los valores estimados de las raíces características de la matriz estimada, Π , y T es el número de observaciones.

La hipótesis para la prueba de traza es:

H_0 : El número de raíces características (distintas de cero) es igual o menor a r .

H_1 : El número de raíces características (distintas de cero) es mayor a r .

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Las hipótesis anteriores podemos plantearlas de la siguiente manera:

H_0 : No existen vectores de cointegración.

H_1 : Existe un vector de cointegración.

La regla de decisión es, se rechaza la hipótesis nula cuando el valor del estadístico de traza es mayor que el valor crítico y no se rechaza la hipótesis nula en caso contrario.

Por otro lado las hipótesis asociadas a la prueba de máximo valor propio son:

H_0 : El número de raíces características (distintas de cero) es igual a r .

H_1 : El número de raíces características (distintas de cero) es igual a $r+1$.

De manera más sencilla la hipótesis nula y alternativa serían:

H_0 : A lo más existe un vector de cointegración.

H_1 : Existe más de un vector de cointegración.

La regla de decisión es la misma que para la prueba de traza.

Finalmente, una vez determinado el rango de cointegración y de haberse calculado la matriz, Π , se procede a la normalización los parámetros de las relaciones de cointegración y el de la velocidad de ajuste (Eviews Guide User 2000).

El modelo de corrección de errores queda definido de la siguiente manera:

$$\Delta Y_{it} = \Pi Y_{it-1} + \varepsilon_t$$

Donde: $\Pi = \alpha\beta'$

Cada columna de β es el vector de cointegración. Los elementos de α son conocidos como los coeficientes de ajuste en el modelo del vector de corrección de error. El método de Johansen estima la

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

matriz Π en forma restringida, de tal manera que analiza si se pueden rechazar las restricciones implícitas por el orden reducido de Π . De forma matricial el modelo de corrección de errores queda:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \beta_1 & \alpha_1 \beta_2 \\ \alpha_2 \beta_1 & \alpha_2 \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

5 Estimación y pruebas de los modelos

a) La serie de tiempo del ahorro interno.

Primera estimación

Dependent Variable: D(LOG(SI))				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1980:2 2006:2				
Included observations: 105 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004545	0.020984	0.216615	0.8289
DUMMY	-0.003762	0.035837	-0.104970	0.9166
R-squared	0.000107	Mean dependent var		0.003256
Adjusted R-squared	-0.009601	S.D. dependent var		0.173476
S.E. of regression	0.174307	Akaike info criterion		-0.637133
Sum squared resid	3.129444	Schwarz criterion		-0.586581
Log likelihood	35.44946	F-statistic		0.011019
Durbin-Watson stat	2.220151	Prob(F-statistic)		0.916603

Con base en los resultados de la tabla anterior, esta estimación parece presentar problemas de autocorrelación; ya que el valor del estadístico Durbin-Watson es de 2.2201.

Prueba de autocorrelación

Para comprobar la ausencia de autocorrelación se plantean las siguientes hipótesis:

H_0 : Ausencia de autocorrelación

H_1 : Hay autocorrelación

La de decisión del contraste de hipótesis es:

Rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico (Obs*R-squared) LM test es menor o igual a 0.05

No rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico (Obs*R-squared) LM test es mayor que 0.05

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	87.16159	Probability		0.000000
Obs*R-squared	81.77854	Probability		0.000000*
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001238	0.010074	-0.122909	0.9024
DUMMY	0.001242	0.017208	0.072179	0.9426
RESID(-1)	-0.420358	0.092809	-4.529277	0.0000
RESID(-2)	-0.523135	0.092263	-5.670027	0.0000
RESID(-3)	-0.438501	0.093009	-4.714603	0.0000
RESID(-4)	0.389479	0.093746	4.154642	0.0001
R-squared	0.778843	Mean dependent var		-1.22E-17
Adjusted R-squared	0.767674	S.D. dependent var		0.173467
S.E. of regression	0.083612	Akaike info criterion		-2.069826
Sum squared resid	0.692098	Schwarz criterion		-1.918171
Log likelihood	114.6659	F-statistic		69.72927
Durbin-Watson stat	1.822603	Prob(F-statistic)		0.000000

*Según los resultados existe presencia de autocorrelación.

Una vez obtenido el mejor modelo se aplicaron las pruebas LM-Test y ARCH-Test, con el objetivo de descartar problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad respectivamente.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba LM-test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.686849	Probability	0.602908	
Obs*R-squared	3.020561	Probability	0.554390*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000197	0.003199	0.061643	0.9510
DUMMY	-0.000427	0.005599	-0.076322	0.9393
AR(1)	-0.057417	0.070397	-0.815615	0.4169
AR(2)	-0.001926	0.028777	-0.066931	0.9468
AR(3)	-0.060030	0.069267	-0.866654	0.3884
MA(1)	0.064786	0.275213	0.235404	0.8144
MA(2)	-0.375435	0.508146	-0.738834	0.4619
MA(4)	-0.359781	0.395955	-0.908642	0.3660
RESID(-1)	0.022488	0.282844	0.079507	0.9368
RESID(-2)	0.373127	0.484320	0.770414	0.4431
RESID(-3)	0.042344	0.199185	0.212587	0.8321
RESID(-4)	0.262252	0.311836	0.840991	0.4026
R-squared	0.029613	Mean dependent var	0.000201	
Adjusted R-squared	-0.088989	S.D. dependent var	0.066198	
S.E. of regression	0.069081	Akaike info criterion	-2.396940	
Sum squared resid	0.429498	Schwarz criterion	-2.088120	
Log likelihood	134.2439	F-statistic	0.249685	
Durbin-Watson stat	1.969082	Prob(F-statistic)	0.992689	

*Con base en la probabilidad asociado en el estadístico LM-Test se concluye la ausencia de autocorrelación.

Prueba ARCH

ARCH Test:				
F-statistic	1.859006	Probability	0.124235	
Obs*R-squared	7.255667	Probability	0.122979*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1982:1 2006:2				
Included observations: 98 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003584	0.000960	3.734424	0.0003
RESID^2(-1)	0.004127	0.102628	0.040214	0.9680
RESID^2(-2)	0.261887	0.102730	2.549281	0.0124
RESID^2(-3)	0.022397	0.099587	0.224904	0.8225
RESID^2(-4)	-0.148448	0.099614	-1.490231	0.1395
R-squared	0.074037	Mean dependent var	0.004153	
Adjusted R-squared	0.034211	S.D. dependent var	0.005795	
S.E. of regression	0.005695	Akaike info criterion	-7.448793	
Sum squared resid	0.003016	Schwarz criterion	-7.316907	
Log likelihood	369.9909	F-statistic	1.859006	
Durbin-Watson stat	1.962355	Prob(F-statistic)	0.124235	

Para comprobar la ausencia de heteroscedasticidad se plantean las siguientes hipótesis:

- H_0 : Ausencia de heteroscedasticidad
 H_1 : Hay heteroscedasticidad

La de decisión del contraste de hipótesis es:

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico (Obs*R-squared) ARCH test es menor o igual a 0.05

No rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico (Obs*R-squared) ARCH test es mayor que 0.05

De lo anterior se concluye que a un nivel de significancia de 0.05, no hay presencia de heteroscedasticidad.

b) Serie de ahorro pensional

Prueba de autocorrelación (LM-Test)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.025838	Probability	0.403809	
Obs*R-squared	4.332125	Probability	0.362920*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000276	0.008305	0.033182	0.9737
AR(1)	-0.009712	0.034424	-0.282125	0.7791
MA(1)	-0.444743	2.194005	-0.202708	0.8402
RESID(-1)	0.395194	2.235407	0.176789	0.8604
RESID(-2)	0.255958	1.032870	0.247812	0.8054
RESID(-3)	0.146455	0.491769	0.297812	0.7672
RESID(-4)	0.323322	0.255590	1.265002	0.2121
R-squared	0.080225	Mean dependent var	0.000187	
Adjusted R-squared	-0.037194	S.D. dependent var	0.021557	
S.E. of regression	0.021954	Akaike info criterion	-4.679287	
Sum squared resid	0.022654	Schwarz criterion	-4.421456	
Log likelihood	133.3407	F-statistic	0.683238	
Durbin-Watson stat	1.934321	Prob(F-statistic)	0.663928	

*A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis de ausencia de autocorrelación

Prueba de heteroscedasticidad (White)

ARCH Test:				
F-statistic	1.441380	Probability	0.235975	
Obs*R-squared	5.678580	Probability	0.224472*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1994:1 2006:2				
Included observations: 50 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000366	0.000149	2.451698	0.0182
RESID^2(-1)	0.134771	0.149532	0.901288	0.3722
RESID^2(-2)	0.280944	0.148797	1.888103	0.0655
RESID^2(-3)	-0.173156	0.146547	-1.181570	0.2436
RESID^2(-4)	-0.082541	0.146854	-0.562062	0.5769
R-squared	0.113572	Mean dependent var	0.000425	
Adjusted R-squared	0.034778	S.D. dependent var	0.000766	
S.E. of regression	0.000753	Akaike info criterion	-11.45038	
Sum squared resid	2.55E-05	Schwarz criterion	-11.25917	
Log likelihood	291.2594	F-statistic	1.441380	
Durbin-Watson stat	1.988603	Prob(F-statistic)	0.235975	

* A un nivel de significancia del 0.05 se acepta la hipótesis de homoscedasticidad.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

c) Prueba de cointegración de Engle-Granger entre el ahorro interno y el ahorro pensional

Relación de largo plazo

Dependent Variable: LSI				
Method: Least Squares				
Sample: 1992:3 2006:2				
Included observations: 56				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.38706	0.899728	15.99045	0.0000
LSP	0.318294	0.059014	5.393571	0.0000
T	-0.014560	0.004332	-3.361272	0.0014
R-squared	0.671846	Mean dependent var		19.47250
Adjusted R-squared	0.659463	S.D. dependent var		0.192158
S.E. of regression	0.112135	Akaike info criterion		-1.486141
Sum squared resid	0.666437	Schwarz criterion		-1.377640
Log likelihood	44.61194	F-statistic		54.25477
Durbin-Watson stat	1.425888	Prob(F-statistic)		0.000000

Prueba de Raíz Unitaria del término de error de largo plazo

El planteamiento de hipótesis para la prueba ADF es:

H_0 : La serie es no estacionaria: Tiene una raíz unitaria

H_1 : La serie es estacionaria

La regla de decisión: si la probabilidad asociada al estadístico ADF es menor que 0.05 se rechaza la hipótesis nula, por el contrario es mayor que 0.05 se acepta la hipótesis nula.

Null Hypothesis: U has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Fixed)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.430096	0.00000
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat		1.962185	

Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 0 (Fixed)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.377832	0.00020
Test critical values:	1% level	-4.133838	
	5% level	-3.493692	
	10% level	-3.175693	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat		1.962924	

Exogenous: None			
Lag Length: 0 (Fixed)		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.480874	0.00000
Test critical values:	1% level	-2.607686	
	5% level	-1.946878	
	10% level	-1.612999	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat		1.962187	

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

* La probabilidad asociada al estadístico ADF es menor que 0.05 en los tres supuestos de constante, constante-tendencia y sin constante y tendencia en los datos. Por lo tanto, se puede sostener que la serie es estacionaria en nivel.

Ecuación de corrección de error (MCE)

Dependent Variable: DLSI				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1994:1 2006:2				
Included observations: 50 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLSP	0.069916	0.324608	0.215386	0.8305
U(-1)	-0.465133	0.099898	-4.656076	0.0000
DLSP(-2)	0.992156	0.354636	2.797673	0.0076
DLSP(-5)	0.851997	0.205348	4.149046	0.0002
DLSI(-4)	0.701293	0.072163	9.718118	0.0000
DLSI(-5)	0.166610	0.075291	2.212871	0.0321
R-squared	0.852373	Mean dependent var		0.009333
Adjusted R-squared	0.835598	S.D. dependent var		0.131880
S.E. of regression	0.053473	Akaike info criterion		-2.907124
Sum squared resid	0.125811	Schwarz criterion		-2.677681
Log likelihood	78.67810	Durbin-Watson stat		2.273683

Prueba de Autocorrelación (Test LM)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.635896	Probability	0.184134	
Obs*R-squared	6.806966	Probability	0.146448*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLSP	-0.201989	0.366800	-0.550679	0.5849
U(-1)	0.190808	0.162217	1.176249	0.2464
DLSP(-2)	-0.003488	0.361566	-0.009648	0.9924
DLSP(-5)	0.145092	0.233436	0.621549	0.5378
DLSI(-4)	0.085646	0.084485	1.013734	0.3168
DLSI(-5)	-0.076332	0.089184	-0.855892	0.3972
RESID(-1)	-0.306622	0.227690	-1.346669	0.1857
RESID(-2)	0.004404	0.180962	0.024339	0.9807
RESID(-3)	0.000822	0.159986	0.005137	0.9959
RESID(-4)	-0.376026	0.176808	-2.126741	0.0397
R-squared	0.136139	Mean dependent var		-0.003601
Adjusted R-squared	-0.058229	S.D. dependent var		0.050540
S.E. of regression	0.051991	Akaike info criterion		-2.898634
Sum squared resid	0.108123	Schwarz criterion		-2.516229
Log likelihood	82.46585	Durbin-Watson stat		1.869590

*A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis de no autocorrelación.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de heteroscedasticidad (ARCH Test)

ARCH Test:				
F-statistic	1.922874	Probability	0.124873	
Obs*R-squared	7.266338	Probability	0.122465*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1995:1 2006:2				
Included observations: 46 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005289	0.001187	4.457867	0.0001
RESID^2(-1)	-0.324410	0.153272	-2.116569	0.0404
RESID^2(-2)	-0.200609	0.153727	-1.304970	0.1992
RESID^2(-3)	-0.322289	0.154194	-2.090155	0.0428
RESID^2(-4)	-0.175495	0.159116	-1.102937	0.2765
R-squared	0.157964	Mean dependent var	0.002617	
Adjusted R-squared	0.075814	S.D. dependent var	0.003911	
S.E. of regression	0.003760	Akaike info criterion	-8.226375	
Sum squared resid	0.000580	Schwarz criterion	-8.027610	
Log likelihood	194.2066	F-statistic	1.922874	
Durbin-Watson stat	2.103606	Prob(F-statistic)	0.124873	

*A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis de homoscedasticidad.

Condición de estabilidad

Contraste de hipótesis para el estadístico CUSUM:

H_0 : Hay estabilidad estructural.

H_1 : No hay estabilidad estructural.

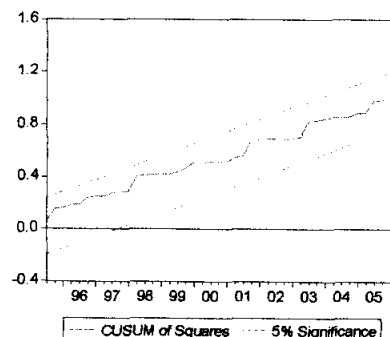
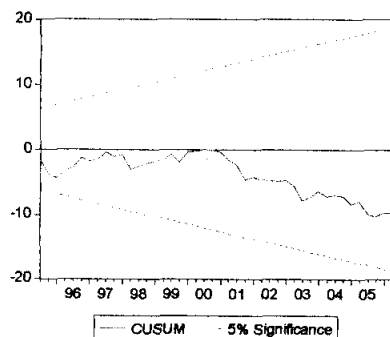
Regla de decisión: al 95% del nivel de confianza si el estadístico CUSUM permanece dentro de las bandas de significancia (estadísticamente distinto de cero), entonces se acepta la Hipótesis nula.

Contraste de hipótesis para el estadístico CUSUM Squares:

H_0 : Hay estabilidad de los parámetros del modelo.

H_1 : No hay estabilidad de los parámetros del modelo.

Regla de decisión: al 95% del nivel de confianza si el estadístico CUSUM Squares permanece dentro de las bandas de significancia, entonces se acepta la Hipótesis nula.



El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

d) Método de Johansen

Longitud óptima de rezagos

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LSI LSP						
Exogenous variables: C						
Sample: 1992:3 2006:2						
Included observations: 50						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-30.93222	NA	0.012798	1.317289	1.393770	1.346413
1	158.7781	356.6554	7.61E-06	-6.111123	-5.881680	-6.023750
2	168.9559	18.32007	5.95E-06	-6.358236	-5.975831	-6.212614
3	178.0584	15.65636	4.86E-06	-6.562337	-6.026971	-6.358467
4	208.3442	49.66864	1.71E-06	-7.613768	-6.925439	-7.351648
5	216.7991	13.18965*	1.44E-06*	-7.791964*	-6.950674*	-7.471596*
6	220.4973	5.473373	1.47E-06	-7.779893	-6.785641	-7.401276

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

*Se selecciona el rezago óptimo que asegure la estabilidad del modelo y que los residuos del sistema sean ruido blanco.

Criterio de exclusión de rezagos

VAR Lag Exclusion Wald Tests			
Sample: 1992:3 2006:2			
Included observations: 51			
Chi-squared test statistics for lag exclusion:			
Numbers in [] are p-values			
	LSI	LSP	Joint
Lag 1	13.70349 [0.001058]	62.55018 [2.61E-14]	72.51570 [6.66E-15]
Lag 2	1.474864 [0.478341]	8.291143 [0.015834]	10.04320 [0.039706]
Lag 3	0.111352 [0.945846]	0.408245 [0.815362]	0.482299 [0.975201]
Lag 4	79.98491 [0.000000]	2.535189 [0.281508]	87.36362 [0.000000]
Lag 5	13.33249 [0.001273]	7.908902 [0.019169]	18.74884 [0.000880]
Df	2	2	4

Planteamiento de hipótesis mediante el estadístico W (Chi) de Wald:

H₀: Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente no significativos diferentes de cero.

H₁: Los coeficientes de los rezagos son conjuntamente significativos diferentes de cero.

Regla de decisión: se rechaza la H₀ si la probabilidad es menor o igual a 0.05 y no se rechaza la H₀ si la probabilidad es mayor que 0.05.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula ya que los rezagos 1, 2, 4 y 5 en conjunto contribuyen significativamente en el sistema. Se acepta la hipótesis nula en el caso del rezago 3.

Exogeneidad en bloque

Esta prueba realiza un contraste de hipótesis para determinar si alguna variable del sistema puede ser tratada como una variable exógena. El planteamiento de hipótesis es:

H_0 : LSP no explica a LSI

H_1 : LSP explica a LSI

Regla de decisión: se rechaza la hipótesis nula si la probabilidad asociada al estadístico de Wald es menor o igual a 0.05 (0.10), si la probabilidad es mayor al nivel de significancia establecido se acepta la Hipótesis nula.

VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1992:3 2006:2			
Included observations: 51			
Dependent variable: LSI			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
LSP	8.179280	4	0.0852
All	8.179280	4	0.0852
Dependent variable: LSP			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
LSI	26.33911	4	0.0000
All	26.33911	4	0.0000

Con base en la prueba de exogeneidad conjunta (VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests) se puede concluir que las variables que integran el sistema pueden considerarse como endógenas. Por tanto, se puede asumir que las variables a un nivel de significancia del 0.10 pueden considerarse como endógenas para efectos empíricos.

Condición de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSI LSP	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 2 4 5	
Root	Modulus*
-0.013951 + 0.978946i	0.979045
-0.013951 - 0.978946i	0.979045
-0.959160	0.959160
0.950138	0.950138
0.891333 - 0.096664i	0.896559
0.891333 + 0.096664i	0.896559
-0.615549	0.615549
0.116387 - 0.534746i	0.547265
0.116387 + 0.534746i	0.547265
0.143839	0.143839
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

* Si los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de autocorrelación

Para comprobar la ausencia de autocorrelación en los residuos hasta un determinado orden, se emplea la prueba LM Test, para lo cual se plantean las siguientes hipótesis:

H_0 : Ausencia de autocorrelación hasta el rezago de orden h

H_1 : Hay autocorrelación hasta el rezago de orden h

La de decisión del contraste de hipótesis es:

Rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico LM test es menor o igual a 0.05

No rechazar H_0 si la probabilidad del estadístico LM test es mayor que 0.05

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1992:3 2006:2		
Included observations: 51		
Lags	LM-Stat	Prob
1	2.713439	0.6069
2	0.717156	0.9492
3	2.169257	0.7047
4	4.972907	0.2901
5	3.220402	0.5216
6	3.876758	0.4229
7	4.965612	0.2908
8	1.367823	0.8498
9	4.235331	0.3751
10	5.467878	0.2426
11	0.712248	0.9498
12	4.266358	0.3712
Probs from chi-square with 4 df.		

Prueba de heteroscedasticidad

Planteamiento de hipótesis:

H_0 : Residuos homoscedásticos (misma varianza)

H_1 : Residuos heteroscedásticos

Regla de decisión: se rechaza la H_0 si la probabilidad asociada al estadístico de White es menor o igual a 0.05, en caso contrario no se rechaza.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1992:3 2006:2					
Included observations: 51					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
49.48867	48	0.4136			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(16,34)	Prob.	Chi-sq(16)	Prob.
res1*res1	0.406624	1.456201	0.1745	20.73781	0.1888
res2*res2	0.325354	1.024802	0.4568	16.59308	0.4124
res2*res1	0.321578	1.007269	0.4727	16.40048	0.4254

Los residuos son homoscedásticos ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de cointegración de Johansen

Hipótesis para las pruebas de traza (Trace test) y de máximo valor propio (Maximum Eigenvalue test):

$H_0: r=0$ No existen vectores de cointegración

$H_1: r=1$ Existe un vector de cointegración

Reglas de decisión: se rechaza la hipótesis nula cuando el valor del estadístico de traza o el de máximo valor propio sea mayor que el valor crítico seleccionado, normalmente el de 0.05 y se acepta cuando el valor del estadístico de traza o el de máximo valor propio sea menor que el nivel de significancia.

Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.399579	30.53531	25.32	30.45
At most 1	0.095689	5.029080	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.399579	25.50623	18.96	23.65
At most 1	0.095689	5.029080	12.25	16.26
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				

De acuerdo con la prueba del estadístico de traza se rechaza la hipótesis nula de no cointegración a favor de una relación de cointegración al nivel del 0.05 y del 0.01. (30.53>25.32 y mayor a 30.45, respectivamente).

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b-i):		
LSI	LSP	@TREND(92:4)
15.60039	-5.337303	0.244546
-0.996916	-1.868714	0.021160
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):		
D(LSI)	-0.030896	0.009482
D(LSP)	0.007647	0.004126
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood 215.1207
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)		
LSI	LSP	@TREND(92:4)
1.000000	-0.342126	0.015676
	(0.09252)	(0.00606)
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)		
D(LSI)	-0.481992	
	(0.12018)	
D(LSP)	0.119290	
	(0.04022)	

En la tabla anterior se observan los coeficientes de cointegración normalizados (coeficientes de la relación de largo plazo) obtenidos de la prueba de Johansen.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Vector autoregresivo con corrección de error

Vector Error Correction Estimates		
Sample(adjusted): 1994:1 2006:2		
Included observations: 50 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LSI(-1)	1.000000	
LSP(-1)	-0.342126 (0.09252) [-3.69802]	
@TREND(92:3)	0.015676 (0.00606) [2.58595]	
C	-14.00291	
Error Correction:	D(LSI)	D(LSP)
CointEq1	-0.481992 (0.12018) [-4.01057]	0.119290 (0.04022) [2.96631]
D(LSI(-1))	-0.049296 (0.14147) [-0.34846]	-0.153575 (0.04734) [-3.24420]
D(LSI(-2))	0.093417 (0.09322) [1.00211]	-0.004039 (0.03119) [-0.12947]
D(LSI(-4))	0.718889 (0.07883) [9.11933]	0.010023 (0.02638) [0.37996]
D(LSI(-5))	0.253127 (0.12838) [1.97176]	0.082707 (0.04296) [1.92530]
D(LSP(-1))	0.355424 (0.44051) [0.80685]	0.239289 (0.14740) [1.62334]
D(LSP(-2))	1.250909 (0.41996) [2.97867]	0.180076 (0.14053) [1.28143]
D(LSP(-4))	-0.290622 (0.39376) [-0.73808]	0.243919 (0.13176) [1.85124]
D(LSP(-5))	0.774920 (0.32486) [2.38541]	0.030761 (0.10871) [0.28297]
C	-0.025472 (0.01958) [-1.30072]	0.019420 (0.00655) [2.96359]
R-squared	0.860725	0.733866
Adj. R-squared	0.829388	0.673986
Sum sq. resids	0.118693	0.013290
S.E. equation	0.054473	0.018228
F-statistic	27.46678	12.25560
Log likelihood	80.13394	134.8714
Akaike AIC	-2.805358	-4.994857
Schwarz SC	-2.422953	-4.612453
Mean dependent	0.009333	0.064547
S.D. dependent	0.131880	0.031924
Determinant Residual Covariance		9.81E-07
Log Likelihood		215.1207
Log Likelihood (d.f. adjusted)		203.9635
Akaike Information Criteria		-7.238539
Schwarz Criteria		-6.359008

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Al modelo VEC estimado se le aplicaron pruebas de estabilidad, autocorrelación (LM-Test) y heteroscedasticidad (White Heteroskedasticity) para comprobar la robustez del modelo.

Prueba de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSI LSP	
Exogenous variables:	
Lag specification: 1 2 4 5	
Root	Modulus*
1.000000	1.000000
0.008896 + 0.983134i	0.983174
0.008896 - 0.983134i	0.983174
-0.922189	0.922189
0.878113 - 0.200452i	0.900702
0.878113 + 0.200452i	0.900702
-0.861858	0.861858
0.835965	0.835965
0.168764 + 0.659935i	0.681173
0.168764 - 0.659935i	0.681173
-0.248138 - 0.413913i	0.482593
-0.248138 + 0.413913i	0.482593
VEC specification imposes 1 unit root(s).	

* La especificación VEC impone una raíz unitaria, mientras que el resto de los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

Prueba de autocorrelación (LM-Test)

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1992:3 2006:2		
Included observations: 50		
Lags	LM-Stat	Prob
1	5.999093	0.1992
2	10.60417	0.0314*
3	2.685978	0.6117
4	8.821449	0.0657
5	8.860163	0.0647
6	1.947074	0.7455
7	1.039464	0.9038
8	2.915825	0.5720
9	6.248135	0.1814
10	2.342116	0.6731
11	0.890541	0.9259
12	1.281207	0.8646
Probs from chi-square with 4 df.		

* A un nivel de significancia de 0.01 se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial. Las probabilidades restantes asociadas al estadístico LM aceptan la hipótesis nula con un nivel de significancia de 0.05.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de Heteroscedasticidad (White)

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1992:3 2006:2

Included observations: 50

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
56.74239	54	0.3732

Individual components:

Dependent	R-squared	F(18,31)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.261014	0.608298	0.8657	13.05069	0.7886
res2*res2	0.489885	1.653926	0.1064	24.49427	0.1395
res2*res1	0.476710	1.568920	0.1318	23.83549	0.1605

Se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.

e) Prueba de cointegración de Johansen para PIB per cápita

Longitud óptima de rezago

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LSI LSP LPIBP						
Exogenous variables: C						
Date: 06/04/07 Time: 01:25						
Sample: 1992:3 2006:2						
Included observations: 50						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	64.06293	NA	1.75E-05	-2.442517	-2.327796	-2.398831
1	264.8727	369.4899	8.13E-09	-10.11491	-9.656021	-9.940161
2	309.8270	77.32139	1.94E-09	-11.55308	-10.75003	-11.24727
3	337.8902	44.90109	9.14E-10	-12.31561	-11.16839	-11.87874
4	376.9441	57.79984	2.80E-10	-13.51776	-12.02639	-12.94984
5	388.0409	15.09161	2.67E-10*	-13.60163*	-11.76609	-12.90265
6	396.0388	9.917401	2.92E-10	-13.56155	-11.38184	-12.73151
*Indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

* Se selecciona el rezago óptimo que asegure la estabilidad del modelo y que los residuos del sistema sean ruido blanco.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Criterio de exclusión de rezago

VAR Lag Exclusion Wald Tests				
Sample: 1992:3 2006:2				
Included observations: 51				
Chi-squared test statistics for lag exclusion:				
Numbers in [] are p-values				
	LSI	LSP	LPIBP	Joint*
Lag 1	1.815855 [0.611491]	54.75499 [7.74E-12]	41.30983 [5.62E-09]	85.89874 [1.08E-14]
Lag 2	8.037597 [0.045241]	1.353389 [0.716496]	4.624192 [0.201477]	15.68263 [0.073812]
Lag 3	2.151327 [0.541599]	1.913053 [0.590647]	8.781511 [0.032341]	18.69904 [0.027877]
Lag 4	60.20544 [5.31E-13]	3.545414 [0.314920]	4.221982 [0.238470]	101.4922 [0.000000]
Lag 5	8.615227 [0.034869]	5.044060 [0.168599]	7.471489 [0.058296]	18.51519 [0.029646]
df	3	3	3	9

* Se rechaza la hipótesis nula de no significancia estadística de los coeficientes, ya que los rezagos 1, 3, 4 y 5 en conjunto contribuyen significativamente en el sistema. Se acepta la hipótesis nula en el caso del rezago 2.

Exogeneidad en bloque de Wald

VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests				
Sample: 1992:3 2006:2				
Included observations: 51				
Dependent variable: LSI				
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	
LSP	14.08747	4	0.0070	
LPIBP	28.44833	4	0.0000	
All	39.11956	8	0.0000	
Dependent variable: LSP				
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	
LSI	18.33083	4	0.0011	
LPIBP	10.44375	4	0.0336	
All	28.80623	8	0.0003	
Dependent variable: LPIBP				
Exclude	Chi-sq	df	Prob.	
LSI	6.599597	4	0.1586	
LSP	24.07615	4	0.0001	
All	44.85936	8	0.0000	

Con base en la prueba de exogeneidad conjunta (VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests) se puede concluir que las variables que integran el sistema pueden considerarse como endógenas. Por tanto, se puede asumir que las variables en conjunto a un nivel de significancia del 0.05 pueden considerarse como endógenas para efectos empíricos.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Condición de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSI LSP LPIBP	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 1 3 5	
Root	Modulus*
-0.999994	0.999994
-0.990450	0.990450
-0.014833 + 0.973561i	0.973674
-0.014833 - 0.973561i	0.973674
0.945446	0.945446
0.927343 - 0.117640i	0.934775
0.927343 + 0.117640i	0.934775
0.699022 - 0.486896i	0.851880
0.699022 + 0.486896i	0.851880
-0.005092 + 0.831663i	0.831679
-0.005092 - 0.831663i	0.831679
-0.119231 + 0.513399i	0.527062
-0.119231 - 0.513399i	0.527062
-0.324158	0.324158
0.112175	0.112175
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

* Si los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

Prueba de autocorrelación LM

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1992:3 2006:2		
Included observations: 51		
Lags	LM-Stat	Prob*
1	12.86509	0.1688
2	12.36343	0.1936
3	4.072257	0.9066
4	13.50212	0.1412
5	7.089906	0.6278
6	6.105065	0.7294
7	1.403714	0.9978
8	4.780265	0.8530
9	8.761830	0.4595
10	10.08903	0.3433
11	9.228704	0.4164
12	5.240728	0.8128
Probs from chi-square with 9 df.		

* A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de heteroscedasticidad

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1992:3 2006:2

Included observations: 51

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
148.4494	144	0.3826

Individual components:

Dependent	R-squared	F(24,26)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.
res1*res1	0.369534	0.634972	0.8665	18.84622	0.7601
res2*res2	0.446723	0.874696	0.6275	22.78285	0.5326
res3*res3	0.675849	2.258730	0.0225	34.46829	0.0767
res2*res1	0.398601	0.718023	0.7911	20.32867	0.6779
res3*res1	0.342307	0.563837	0.9188	17.45763	0.8285
res3*res2	0.706881	2.612544	0.0093	36.05091	0.0543

Se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.

Prueba de cointegración

Sample(adjusted): 1994:1 2006:2

Included observations: 50 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LSI LSP LPIBP

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 3 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.562076	59.07568	42.44	48.45
At most 1	0.284387	17.79015	25.32	30.45
At most 2	0.020965	1.059370	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.562076	41.28552	25.54	30.34
At most 1	0.284387	16.73078	18.96	23.65
At most 2	0.020965	1.059370	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

De acuerdo con la prueba del estadístico de traza se rechaza la hipótesis nula de no cointegración a favor de una relación de cointegración al nivel del 0.05 y del 0.01. (59.07>42.45 y mayor a 48.45, respectivamente).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):			
LSI	LSP	LPIBP	@TREND(92:4)
16.44096	-4.654596	-23.16021	0.386449
6.736766	-5.623509	42.96693	0.010564
-3.291351	4.322872	-47.42711	-0.080338
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):			
D(LSI)	-0.025941	-0.012610	0.003751
D(LSP)	0.006046	0.004952	0.001616
D(LPIBP)	0.006334	-0.006630	0.000968
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	372.1602
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)			
LSI	LSP	LPIBP	@TREND(92:4)
1.000000	-0.283110 (0.08123)	-1.408690 (0.60833)	0.023505 (0.00454)
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)			
D(LSI)	-0.426500 (0.11478)		
D(LSP)	0.099401 (0.04238)		
D(LPIBP)	0.104142 (0.04160)		

En la tabla anterior se observan los coeficientes de cointegración normalizados (coeficientes de la relación de largo plazo) obtenidos de la prueba de Johansen.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Vector autoregresivo de corrección de error

Vector Error Correction Estimates			
Sample(adjusted): 1994:1 2006:2			
Included observations: 50 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq: CointEq1			
LSI(-1)	1.000000		
LSP(-1)	-0.283110		
	(0.08123)		
	[-3.48540]		
LPIBP(-1)	-1.408690		
	(0.60833)		
	[-2.31566]		
@TREND(92:3)	0.023505		
	(0.00454)		
	[5.17485]		
C	-1.692902		
Error Correction: D(LSI) D(LSP) D(LPIBP)			
CointEq1	-0.426500	0.099401	0.104142
	(0.11478)	(0.04238)	(0.04160)
	[-3.71569]	[2.34544]	[2.50314]
D(LSI(-1))	-0.320836	-0.092383	-0.087963
	(0.15429)	(0.05697)	(0.05592)
	[-2.07942]	[-1.62168]	[-1.57289]
D(LSI(-3))	0.101926	0.059270	0.105162
	(0.10887)	(0.04020)	(0.03946)
	[0.93625]	[1.47453]	[2.66503]
D(LSI(-4))	0.824526	0.058165	0.087183
	(0.12879)	(0.04755)	(0.04668)
	[6.40198]	[1.22316]	[1.86758]
D(LSI(-5))	0.473718	0.082817	0.064156
	(0.14603)	(0.05392)	(0.05293)
	[3.24398]	[1.53601]	[1.21209]
D(LSP(-1))	0.095182	0.496300	0.373773
	(0.38807)	(0.14328)	(0.14066)
	[0.24527]	[3.46375]	[2.65726]
D(LSP(-3))	0.640671	0.252788	-0.096583
	(0.42006)	(0.15510)	(0.15226)
	[1.52517]	[1.62987]	[-0.63434]
D(LSP(-4))	-0.634711	0.136711	-0.272246
	(0.38895)	(0.14361)	(0.14098)
	[-1.63184]	[0.95196]	[-1.93108]
D(LSP(-5))	-0.628618	-0.017395	0.204713
	(0.33609)	(0.12409)	(0.12182)
	[-1.87037]	[-0.14018]	[1.68044]
D(LPIBP(-1))	0.858835	-0.187570	0.014758
	(0.42150)	(0.15563)	(0.15278)
	[2.03755]	[-1.20524]	[0.09660]
D(LPIBP(-3))	0.120700	0.111602	-0.364519
	(0.36216)	(0.13372)	(0.13127)
	[0.33327]	[0.83460]	[-2.77685]
D(LPIBP(-4))	-0.486897	-0.289039	-0.012552
	(0.42472)	(0.15681)	(0.15394)
	[-1.14640]	[-1.84318]	[-0.08154]
D(LPIBP(-5))	-1.253263	0.098261	-0.380514
	(0.42921)	(0.15847)	(0.15557)
	[-2.91992]	[0.62005]	[-2.44589]
C	0.048350	0.003037	-0.008818
	(0.02132)	(0.00787)	(0.00773)
	[2.26803]	[0.38584]	[-1.14122]

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Error Correction:	D(LSI)	D(LSP)	D(LPIBP)
R-squared	0.897050	0.760497	0.877297
Adj. R-squared	0.859874	0.674009	0.832987
Sum sq. resids	0.087736	0.011961	0.011527
S.E. equation	0.049367	0.018227	0.017894
F-statistic	24.12961	8.793158	19.79929
Log likelihood	87.68921	137.5072	138.4310
Akaike AIC	-2.947569	-4.940289	-4.977240
Schwarz SC	-2.412202	-4.404922	-4.441874
Mean dependent	0.009333	0.064547	0.003842
S.D. dependent	0.131880	0.031924	0.043785
Determinant Residual Covariance		1.84E-10	
Log Likelihood		372.1602	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		347.5224	
Akaike Information Criteria		-12.06090	
Schwarz Criteria		-10.30184	

Prueba de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSI LSP LPIBP	
Exogenous variables:	
Lag specification: 1 1 3 5	
Root	Modulus
1.000000 - 4.68E-16i	1.000000
1.000000 + 4.68E-16i	1.000000
-0.989526	0.989526
-0.005753 + 0.987859i	0.987876
-0.005753 - 0.987859i	0.987876
0.920434 - 0.242691i	0.951892
0.920434 + 0.242691i	0.951892
0.899819	0.899819
-0.873401	0.873401
-0.098371 + 0.863942i	0.869524
-0.098371 - 0.863942i	0.869524
-0.490313 - 0.560665i	0.744817
-0.490313 + 0.560665i	0.744817
0.270896 - 0.689839i	0.741123
0.270896 + 0.689839i	0.741123
-0.701941	0.701941
0.530070 + 0.440385i	0.689139
0.530070 - 0.440385i	0.689139

VEC specification imposes 2 unit root(s).

* La especificación VEC impone dos raíces unitarias, mientras que el resto de los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1992:3 2006:2		
Included observations: 50		
Lags	LM-Stat	Prob
1	16.33042	0.0603
2	10.01734	0.3491
3	6.565664	0.6822
4	12.48111	0.1875
5	10.54790	0.3080
6	6.776044	0.6604
7	4.328936	0.8885
8	6.449511	0.6942
9	6.451002	0.6941
10	13.23098	0.1524
11	4.291829	0.8912
12	4.201981	0.8976

Probs from chi-square with 9 df.

* A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial.

Prueba de heteroscedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1992:3 2006:2					
Included observations: 50					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
177.4134	156	0.1154			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(26,23)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.510537	0.922703	0.5813	25.52686	0.4893
res2*res2	0.583456	1.239089	0.3035	29.17282	0.3033
res3*res3	0.828988	4.288209	0.0004	41.44940	0.0280
res2*res1	0.586408	1.254247	0.2933	29.32042	0.2967
res3*res1	0.797055	3.474284	0.0018	39.85277	0.0403
res3*res2	0.725935	2.343141	0.0213	36.29675	0.0863

Se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Anexo 6: Cointegración del ahorro interno neto y sus estimaciones

En este Anexo de la investigación se analizará la relación o co-movimiento de corto y de largo plazo que guardan el ahorro interno neto y el ahorro pensional. Continuando con la metodología empírica aplicada anteriormente.

El ejercicio propuesto considerará alternativamente los siguientes vectores B:

$$B_1 = [SIN, SP, T]$$

donde *SI* es el ahorro interno; *SP* es el ahorro pensional y *T* es la variable de tendencia.

El período de la información empleada va de 1992 a 2006. Además, se toma el logaritmo natural de las series con el objetivo de estimar elasticidades.

1. Análisis de las series (orden de integración)

En los Cuadros 1 y 2 se muestran las probabilidades asociadas al estadístico ADF para la prueba de raíz unitaria en nivel y en primeras diferencias, respectivamente. Con base en esta información, se observa que el ahorro interno neto (LnSIN) y el ahorro pensional (LnSP) son series no estacionarias, con raíz unitaria en niveles.

Cuadro 1
Análisis de estacionariedad

Serie	Prob. ADF en niveles									Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos	Ninguno	DW	No. de rezagos	
LnSP	0.2286	2.6052	1	0.8072	2.4797	1	0.9984	1.9617	3	I(1)
LnSIN	0.9008	2.1066	4	0.9474	1.9659	4	0.4160	2.0964	4	I(1)

Según los resultados del Cuadro 2, se observa que las series LnSIN y LnSP en primeras diferencias no presentan raíz unitaria; por lo tanto, las series son estacionarias e integradas de orden 1, I(1).

Cuadro 2
Análisis de estacionariedad

Serie	Prob. ADF en primera diferencia									Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos	Ninguno	DW	No. de rezagos	
dLnSP	0.0010	1.8714	3	0.0005	2.6681	0	0.0039	1.9226	3	I(0)
dLnSIN	0.0479	2.0962	3	0.0231	1.9569	3	0.0045	2.0867	3	I(0)

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

2. Procedimiento de Engle-Granger

Relación de Largo plazo

Dado que las series ahorro interno y ahorro pensional (ambas en logaritmo natural) resultaron ser integradas de orden $I(1)$, (ver Cuadro 1 y 2), se procede a la especificación y estimación de la siguiente función estática de largo plazo:

$$\ln SIN_t = \beta_0 + \beta_1 \ln SP_t + u_t \quad (1)$$

donde $\ln SIN$ es logaritmo natural del ahorro interno neto de ahorro pensional; $\ln SP$ es logaritmo natural del ahorro pensional; β_0 es una constante; β_1 es el vector cointegrante y u es una medida del desequilibrio del ahorro interno en su trayectoria de largo plazo.

La prueba de Engle-Granger parte de la relación lineal de equilibrio de largo plazo definida por la ecuación (1). Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3

Variable dependiente LSIN	
C	11.6312 (0.0000)
LnSP	0.5059 (0.0000)
T	-0.0389 (0.0000)
R ²	0.4447
DW	1.2696
No. observaciones	56

Se aprecia que la relación de largo de plazo o ecuación de cointegración entre el ahorro interno y el ahorro pensional es positiva. Así, un incremento de 1% en el ahorro pensional aumenta el ahorro interno en aproximadamente un 0.506%. Por otra parte, el coeficiente asociado al tiempo denota una relación negativa con el ahorro interno aunque pequeña alrededor de -0.039.

Dado que el DW estimado es de 1.269575 (Cuadro 3), se concluye que las variables originales están cointegradas a los valores críticos de 1%, 5% y 10% (0.511, 0.386 y 0.322, respectivamente). Ya que se rechaza la hipótesis nula de cointegración según la prueba Durbin Watson sobre la regresión de cointegración (DWRC) (Gujarati 1997:711).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Errores

En el siguiente cuadro se muestra que los residuos obtenidos de esta regresión estática son ruido blanco.

Serie	Prob. ADF en nivel									Orden de integración
	Intercepto	DW	No. de rezagos	Intercepto y tendencia	DW	No. de rezagos	Ninguno	DW	No. de rezagos	
u	0.0001	1.9359	0	0.0008	1.9377	0	0.0000	1.9355	0	I(0)

Ecuación de corrección de error (MCE)

Una vez analizada la dinámica de largo plazo, bajo el enfoque de Engle-Granger, el siguiente paso es determinar las relaciones de corto plazo entre el ahorro interno neto del ahorro pensional ($\ln SIN$) y el ahorro pensional ($\ln SP$). En la relación de corto plazo o ecuación de corrección de error se introduce el término de error con un rezago, las variables en primeras diferencias en el tiempo t y en $t-i$ (con $i = 1, 2, 3, \dots, 6$ recomendado este número de rezagos para series trimestrales) (EViews 2000).

El mecanismo de corrección de error tiene como finalidad relacionar el comportamiento de corto y largo plazo de las variables. Este mecanismo está representado por el siguiente modelo:

$$\Delta \ln SIN_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln SP_t + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde Δ denota la primera diferencia de las variables SIN y SP , respectivamente; u_{t-1} es el mecanismo de corrección de error que indica la corrección del desequilibrio a corto plazo y β_2 representa el término de corrección de error. Asimismo, β_2 indica la proporción del desequilibrio en SIN que es corregido en el siguiente período. Mientras más cerca esté β_2 a 1, más rápido será el ajuste hacia el equilibrio.

Este modelo es una forma de conocer si un deslizamiento (o desequilibrio) desaparecerá en el corto plazo o si se mantendrá a través del tiempo; o sea, si el desequilibrio es provocado por un único shock o por una continuidad de shocks.

En los siguientes cuadros se presenta la ecuación de corrección de error estimada, además de las pruebas: LM-Test (para poner a prueba la existencia de autocorrelación) y ARCH-Test (para analizar la presencia de heteroscedasticidad).

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Variable dependiente D(LSN)	
C	0.7347 (0.7347)
DLSP	-0.2169 (0.5390)
E(-1)	-0.2225 (0.0109)
DLSN(-4)	0.8431 (0.0000)
R ²	0.7864
DW	2.2761
LM-Test	0.1568
ARCH-Test	0.4202
No. observaciones	51

En el Cuadro anterior se muestra la ecuación de corrección de error de corto plazo, donde se incluyeron los valores contemporáneos y en diferentes rezagos para DLSIN y DLSP. El término de corrección de error (u_{t-1}) presentó un coeficiente con signo negativo y estadísticamente significativo, lo que confirma que las series están cointegradas.

De esta relación de corto plazo se puede inferir que: la tasa de crecimiento del ahorro pensional contemporáneo no tiene un efecto (carece de significancia estadística) en el comportamiento de corto plazo de la tasa de crecimiento del ahorro interno; sin embargo, la tasa de crecimiento del ahorro interno neto se ve influenciada por su propia dinámica en el tiempo, específicamente en el cuarto trimestre. Por lo tanto, dado que existe un cambio en el ahorro pensional se va a generar un cambio en el ahorro neto; éste podría disminuir debido a que existe un ahorro forzoso, dado que el comportamiento de los agentes económicos se está modificando ya que están dispuestos a cambiar su ahorro de corto plazo por ahorro de largo plazo.

Asimismo, el término de error tiene un coeficiente de regresión (velocidad de ajuste) marginalmente moderado (0.22). Esto implica que para reestablecer completamente los desajustes de largo plazo del ahorro interno, el tiempo de ajuste sería, aproximadamente, de 9.15 a 18.30 trimestres²³.

²³ X (número de periodos para el ajuste) = $\ln(1-g)/\ln(1-|\alpha|)$; g : porcentaje del choque a eliminar. Se supuso $g=90$ y 99% .

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

3. Método de cointegración de Johansen

Relación de largo plazo

En el sistema que incluye el ahorro interno neto y el ahorro pensional se consideró una longitud óptima de cuatro rezagos, de los cuales se excluyeron los rezagos número dos y tres, por no presentar una significancia estadística individual, según la prueba de exclusión de rezagos .

Ecuación de cointegración (relación de largo plazo)

Los estadísticos de Traza y del Máximo valor propio identificaron la presencia de una relación de cointegración, en la cual se incluye una tendencia. Las estimaciones se muestran en la siguiente ecuación:

$$LSIN - 0.6305*LSP + 0.0437*T = 0$$

$$LSIN = 0.6305*LSP - 0.0437*T$$

(-0.15589) (-0.01012)

donde los coeficientes de regresión estimados son estadísticamente significativos según lo muestran los errores estándares (entre paréntesis).

De la ecuación anterior se deduce que, en el largo plazo, el ahorro pensional influye positivamente en el ahorro interno: ante un aumento en el ahorro pensional de un 1%, el ahorro interno neto aumenta en un 0.63%. Por otra parte, se observa que el ahorro interno disminuye a una tasa marginal trimestral de alrededor de 0.04%.

Ecuación de cointegración y corrección de error (relación de corto plazo)

En la ecuación se muestra la relación de corto plazo entre las variables involucradas:

$$D(LSN) = -0.2826*(LSN_{t-1}) - 0.6305*LSP_{t-1} + 0.0437*T + 0.8671*D(LSN_{t-4})$$

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

La expresión en cursivas representa el modelo de corrección de errores. El coeficiente asociado al término de corrección de error es -0.28, el cual mide la velocidad de ajuste del ahorro interno hacia su equilibrio. El signo negativo estimado es el esperado, ya que si el ahorro interno neto se encontrara por encima de su nivel de equilibrio (dado el valor de las restantes variables), la misma tendería a ajustarse a la baja para aproximarse a su valor de equilibrio a largo plazo. El mecanismo de corrección de error estimado implica una velocidad de ajuste moderada, de 28.26%, con lo que el desequilibrio se corrige entre 6.93 y 13.86 trimestres.

Adicionalmente, el signo del parámetro del ahorro pensional es el esperado. Es decir, a largo plazo, un aumento (reducción) del ahorro pensional se traduce en aumento (disminución) del ahorro interno.

La dinámica de corto plazo viene dada por las variables en diferencia rezagadas. Así por ejemplo, la tasa de crecimiento del ahorro interno neto en el corto plazo, se ve influenciada por su propia dinámica en el tiempo, específicamente por el cuarto trimestre anterior.

Estimaciones del ahorro interno neto del ahorro pensional

Engle – Granger largo plazo

Dependent Variable: LSN				
Method: Least Squares				
Sample: 1992:3 2006:2				
Included observations: 56				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.63123	1.250830	9.298810	0.0000
LSP	0.505914	0.082042	6.166485	0.0000
T	-0.038986	0.006022	-6.473907	0.0000
R-squared	0.444750	Mean dependent var	19.26278	
Adjusted R-squared	0.423797	S.D. dependent var	0.205372	
S.E. of regression	0.155894	Akaike info criterion	-0.827200	
Sum squared resid	1.288053	Schwarz criterion	-0.718699	
Log likelihood	26.16159	F-statistic	21.22621	
Durbin-Watson stat	1.269575	Prob(F-statistic)	0.000000	

Raíz unitaria

- Constante

Null Hypothesis: ESN has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Fixed)			
	t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.036825	0.0001	
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat	1.935905		

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

- Constante e intercepto

Null Hypothesis: ESN has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 0 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.990707	0.0008
Test critical values:	1% level	-4.133838	
	5% level	-3.493692	
	10% level	-3.175693	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat		1.937740	

- Sin tendencia e intercepto

Null Hypothesis: ESN has a unit root			
Exogenous: None			
Lag Length: 0 (Fixed)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.083329	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.607686	
	5% level	-1.946878	
	10% level	-1.612999	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Durbin-Watson stat		1.935469	

* La probabilidad asociada al estadístico ADF es menor que 0.05 en los tres supuestos de constante, constante-tendencia y sin constante y tendencia en los datos. Por lo tanto, se puede sostener que la serie es estacionaria en nivel.

Ecuación de largo plazo

Dependent Variable: D(LSN)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1993:4 2006:2				
Included observations: 51 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008853	0.025970	0.340885	0.7347
D(LSP)	-0.216942	0.350527	-0.618904	0.5390
ESN(-1)	-0.222493	0.083922	-2.651179	0.0109
D(LSN(-4))	0.843117	0.082673	10.19825	0.0000
R-squared	0.786443	Mean dependent var		-0.002349
Adjusted R-squared	0.772812	S.D. dependent var		0.174273
S.E. of regression	0.083066	Akaike Info criterion		-2.063183
Sum squared resid	0.324297	Schwarz criterion		-1.911667
Log likelihood	56.61116	F-statistic		57.69400
Durbin-Watson stat	2.276129	Prob(F-statistic)		0.000000

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.606312	Probability	0.190056	
Obs*R-squared	6.629964	Probability	0.156784*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001915	0.025586	-0.074833	0.9407
D(LSP)	0.036828	0.345608	0.106560	0.9156
ESN(-1)	0.211981	0.118981	1.781640	0.0819
D(LSN(-4))	0.129250	0.097619	1.324019	0.1925
RESID(-1)	-0.371332	0.189519	-1.959344	0.0566
RESID(-2)	-0.240277	0.167938	-1.430750	0.1597
RESID(-3)	-0.169688	0.164298	-1.032807	0.3075
RESID(-4)	-0.379303	0.192885	-1.966467	0.0557
R-squared	0.129999	Mean dependent var	6.39E-18	
Adjusted R-squared	-0.011629	S.D. dependent var	0.080535	
S.E. of regression	0.081002	Akaike info criterion	-2.045581	
Sum squared resid	0.282138	Schwarz criterion	-1.742550	
Log likelihood	60.16232	F-statistic	0.917892	
Durbin-Watson stat	1.989660	Prob(F-statistic)	0.502173	

*A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis de no autocorrelación.

Prueba de heteroscedasticidad

White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	0.982706	Probability	0.448455	
Obs*R-squared	6.026669	Probability	0.420209*	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Sample: 1993:4 2006:2				
Included observations: 51				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001199	0.009546	-0.125557	0.9007
D(LSP)	0.225360	0.219387	1.027225	0.3099
(D(LSP))^2	-1.577262	1.302613	-1.210844	0.2324
ESN(-1)	-0.026394	0.012681	-2.081365	0.0433
ESN(-1)^2	-0.037845	0.062662	-0.603962	0.5490
D(LSN(-4))	-0.019021	0.013708	-1.387577	0.1723
(D(LSN(-4)))^2	0.085052	0.077127	1.102759	0.2761
R-squared	0.118170	Mean dependent var	0.006359	
Adjusted R-squared	-0.002080	S.D. dependent var	0.010609	
S.E. of regression	0.010620	Akaike info criterion	-6.125255	
Sum squared resid	0.004963	Schwarz criterion	-5.860102	
Log likelihood	163.1940	F-statistic	0.982706	
Durbin-Watson stat	1.843989	Prob(F-statistic)	0.448455	

*A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis de homoscedasticidad.

Prueba cusum

Contraste de hipótesis para el estadístico CUSUM:

H_0 : Hay estabilidad estructural.

H_1 : No hay estabilidad estructural.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

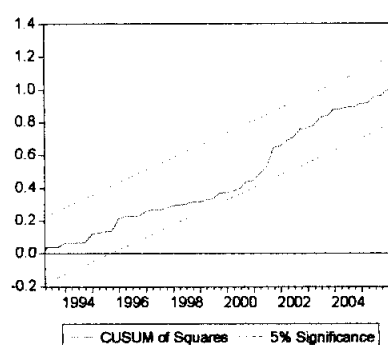
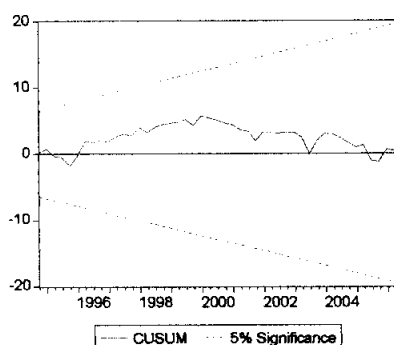
Regla de decisión: al 95% del nivel de confianza si el estadístico CUSUM permanece dentro de las bandas de significancia (estadísticamente distinto de cero), entonces se acepta la Hipótesis nula.

Contraste de hipótesis para el estadístico CUSUM Squares:

H_0 : Hay estabilidad de los parámetros del modelo.

H_1 : No hay estabilidad de los parámetros del modelo.

Regla de decisión: al 95% del nivel de confianza si el estadístico CUSUM Squares permanece dentro de las bandas de significancia, entonces se acepta la Hipótesis nula.



Método de Johansen

Longitud óptima de rezagos

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LSN LSP						
Exogenous variables: C						
Sample: 1992:3 2006:2						
Included observations: 51						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-19.89415	NA	0.008750	0.937026	1.088541	0.994924
1	158.7256	329.2207	9.30E-06	-5.910807	-5.607776	-5.795010
2	162.6046	6.845299	9.35E-06	-5.906062	-5.451515	-5.732366
3	170.7052	13.65988	7.99E-06	-6.066871	-5.460808	-5.835276
4	199.6591	46.55324	3.02E-06	-7.045453*	-6.287874*	-6.755960
5	207.4224	11.87329	2.62E-06	-7.193034	-6.283939	-6.845642

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

*Se selecciona el rezago óptimo que asegure la estabilidad del modelo y que los residuos del sistema sean ruido blanco.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Criterio de exclusión de rezagos

VAR Lag Exclusion Wald Tests			
Sample: 1992:3 2006:2			
Included observations: 52			
Chi-squared test statistics for lag exclusion:			
Numbers in [] are p-values			
	LSN	LSP	Joint
Lag 1	7.925771 [0.019008]	50.38132 [1.15E-11]	51.84964 [1.48E-10]
Lag 2	3.236641 [0.198231]	3.815666 [0.148402]	7.063408 [0.132575]
Lag 3	0.750078 [0.687262]	2.424093 [0.297588]	2.597529 [0.627261]
Lag 4	68.23933 [1.55E-15]	3.800506 [0.149531]	79.04659 [2.22E-16]
df	2	2	4

Se rechaza la hipótesis nula ya que los rezagos 1 y 4 en conjunto contribuyen significativamente en el sistema. Se acepta la hipótesis nula en los caso de los rezagos 2 y 3 .

Condición de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSN LSP	
Exogenous variables: C	
Lag specification: 1 1 4 4	
Root	Modulus*
0.988375 - 0.041877i	0.989261
0.988375 + 0.041877i	0.989261
0.030955 - 0.964745i	0.965242
0.030955 + 0.964745i	0.965242
-0.936359	0.936359
0.756614	0.756614
-0.283390 - 0.402365i	0.492146
-0.283390 + 0.402365i	0.492146
No root lies outside the unit circle.	
VAR satisfies the stability condition.	

* Si los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de autocorrelación

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h
Sample: 1992:3 2006:2
Included observations: 52

Lags	LM-Stat	Prob*
1	9.881911	0.0625
2	5.800259	0.2146
3	5.084657	0.2787
4	7.690526	0.1036
5	2.297604	0.6812
6	1.332765	0.8558
7	4.847956	0.3033
8	3.705094	0.4474
9	7.778483	0.1000
10	4.630280	0.3274
11	3.052398	0.5491
12	0.500324	0.9735

Probs from chi-square with 4 df.

* A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial.

Prueba de heteroscedasticidad

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Sample: 1992:3 2006:2
Included observations: 52

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
26.45589	24	0.3304*

Individual components:

Dependent	R-squared	F(8,43)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.169584	1.097660	0.3835	8.818375	0.3578
res2*res2	0.283251	2.124142	0.0540	14.72907	0.0646
res2*res1	0.075954	0.441812	0.8890	3.949622	0.8616

*Se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.

Causalidad

VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 1992:3 2006:2
Included observations: 52

Dependent variable: LSN

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
LSP	30.17776	2	0.0000
All	30.17776	2	0.0000

Dependent variable: LSP

Exclude	Chi-sq	df	Prob.
LSN	4.071259	2	0.1306
All	4.071259	2	0.1306

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

VAR

Vector Autoregression Estimates		
Sample(adjusted): 1993:3 2006:2		
Included observations: 52 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
	LSN	LSP
LSN(-1)	0.121386 (0.07538) [1.61037]	0.017804 (0.01805) [0.98608]
LSN(-4)	0.867879 (0.07929) [10.9454]	0.017279 (0.01899) [0.90978]
LSP(-1)	-0.241953 (0.12804) [-1.88961]	1.170748 (0.03067) [38.1726]
LSP(-4)	0.158081 (0.11364) [1.39104]	-0.177129 (0.02722) [-6.50722]
C	1.693122 (1.50800) [1.12276]	-0.538273 (0.36121) [-1.49021]
R-squared	0.840227	0.999628
Adj. R-squared	0.826630	0.999596
Sum sq. resids	0.336804	0.019324
S.E. equation	0.084653	0.020277
F-statistic	61.79197	31569.80
Log likelihood	57.24212	131.5548
Akaike AIC	-2.009312	-4.867492
Schwarz SC	-1.821693	-4.679872
Mean dependent	19.27652	17.47135
S.D. dependent	0.203307	1.009150
Determinant Residual Covariance		2.70E-06
Log Likelihood (d.f. adjusted)		185.8094
Akaike Information Criteria		-6.761899
Schwarz Criteria		-6.386660

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Prueba de cointegración

Sample(adjusted): 1993:4 2006:2
 Included observations: 51 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: LSN LSP
 Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.402467	30.53350	25.32	30.45
At most 1	0.080339	4.271231	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.402467	26.26227	18.96	23.65
At most 1	0.080339	4.271231	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*511*b=I):

LSN	LSP	@TREND(92:4)
8.199453	-5.169853	0.358603
3.161305	-2.098474	0.251966

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LSN)	-0.034470	-0.018573
D(LSP)	0.010859	-0.003200

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 192.5933

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LSN	LSP	@TREND(92:4)
1.000000	-0.630512	0.043735
	(0.15589)	(0.01012)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LSN)	-0.282636	(0.09513)
D(LSP)	0.089034	(0.02126)

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Vector autoregresivo de corrección de error

Vector Error Correction Estimates		
Sample(adjusted): 1993:4 2006:2		
Included observations: 51 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq: CointEq1		
LSN(-1)	1.000000	
LSP(-1)	-0.630512 (0.15589) [-4.04447]	
@TREND(92:3)	0.043735 (0.01012) [4.32240]	
C	-9.595127	
Error Correction: D(LSN) D(LSP)		
CointEq1	-0.282636 (0.09513) [-2.97092]	0.089034 (0.02126) [4.18795]
D(LSN(-1))	0.104305 (0.08511) [1.22552]	-0.054097 (0.01902) [-2.84428]
D(LSN(-4))	0.867093 (0.08057) [10.7617]	0.019785 (0.01801) [1.09885]
D(LSP(-1))	0.674255 (0.52582) [1.28229]	0.266719 (0.11751) [2.26985]
D(LSP(-4))	-0.384333 (0.29071) [-1.32207]	0.221352 (0.06496) [3.40730]
C	-0.018899 (0.02500) [-0.75594]	0.028516 (0.00559) [5.10404]
R-squared	0.796551	0.728348
Adj. R-squared	0.773945	0.698164
Sum sq. resids	0.308948	0.015429
S.E. equation	0.082858	0.018516
F-statistic	35.23704	24.13062
Log likelihood	57.84753	134.2698
Akaike AIC	-2.033237	-5.030188
Schwarz SC	-1.805963	-4.802914
Mean dependent	-0.002349	0.066186
S.D. dependent	0.174273	0.033703
Determinant Residual Covariance		2.31E-06
Log Likelihood		192.5933
Log Likelihood (d.f. adjusted)		186.2100
Akaike Information Criteria		-6.714116
Schwarz Criteria		-6.145932

El efecto de la reforma a las pensiones sobre el ahorro en México

Condición de estabilidad

Roots of Characteristic Polynomial	
Endogenous variables: LSN LSP	
Exogenous variables:	
Lag specification: 1 1 4 4	
Root	Modulus*
1.000000	1.000000
-0.012368 + 0.995850i	0.995926
-0.012368 - 0.995850i	0.995926
-0.981315	0.981315
0.925677 - 0.093275i	0.930365
0.925677 + 0.093275i	0.930365
0.735136	0.735136
-0.687167	0.687167
1.78E-05 + 0.685594i	0.685594
1.78E-05 - 0.685594i	0.685594
VEC specification imposes 1 unit root(s).	

* La especificación VEC impone una raíz unitaria, mientras que el resto de los eigenvalues son menores que 1, entonces se establece que el sistema es estable y estacionario.

Prueba de autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1992:3 2006:2		
Included observations: 51		
Lags	LM-Stat	Prob*
1	6.145883	0.1885
2	6.379838	0.1725
3	1.246587	0.8704
4	5.937128	0.2039
5	5.120091	0.2752
6	1.830765	0.7668
Probs from chi-square with 4 df.		

* A un nivel de significancia de 0.05 se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación serial.

Prueba de heteroscedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Sample: 1992:3 2006:2					
Included observations: 51					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
30.30661	30	0.4500*			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(10,40)	Prob.	Chi-sq(10)	Prob.
res1*res1	0.183538	0.899188	0.5426	9.360450	0.4983
res2*res2	0.303659	1.744310	0.1041	15.48659	0.1153
res2*res1	0.137544	0.637920	0.7726	7.014764	0.7241

*Se acepta la hipótesis nula de homoscedasticidad, ya que la probabilidad conjunta es mayor que 0.05.