

El gasto de pensiones en el IMSS. Un análisis de cointegración 2003-2012

(Recibido: 01/abril/2014–Aceptado: 03/julio/2014)

*Mario Martín Rubio Zamorano**

Resumen

El tema de las pensiones en México ha cobrado relevancia durante los últimos 16 años debido a que todos los sistemas vigentes en el país se encontraban sin las reservas apropiadas para hacer frente a los pagos en curso y futuros. El régimen administrado por el IMSS no ha sido la excepción pues fue el primero al que se le aplicó una transformación radical para modificarlo por uno de cuentas individuales, esperando con esta medida reducir las presiones que se estaban generando sobre las finanzas de la institución. El objetivo de este trabajo consiste en demostrar que no disminuirá el gasto de pensiones en el largo plazo, en virtud de que no se contemplaron algunos elementos adversos para conseguir tal fin. Para esto, se hace uso de la metodología sugerida por Johansen de vectores autorregresivos (VAR) con modelo corrector de error (MEC). Los resultados sugieren que el gasto de pensiones que se lleva a cabo en esta institución no disminuirá debido a que su propia dinámica autorregresiva es muy fuerte y no se restringe de manera considerable en el largo plazo.

Palabras clave: econometría estructural, vectores autorregresivos, modelo corrector de error, gasto en pensiones.

Clasificación JEL: C22, C32, H55.

* Estudiante del Doctorado en Ciencias Económicas de la ESE, IPN correo electrónico (ruza5@yahoo.com.mx).

Introducción

El tema de las pensiones es, sin lugar a dudas, de suma importancia para la agenda nacional pues los sistemas de las empresas estatales, paraestatales, gobiernos locales y universidades, se enfrentan a dificultades en sus finanzas intertemporales.

Los sistemas de pensiones fueron establecidos como un mecanismo que aminorara los efectos negativos que ejerció la Segunda Guerra Mundial sobre la población. Para esto, los gobiernos nacionales establecieron los denominados sistemas de reparto, donde los trabajadores en activo financiaban las pensiones de la población que se encontraba retirada del mercado laboral por haber cumplido los requisitos previamente establecidos.

Para el caso de México, el sistema de pensiones del IMSS se estableció en 1943 con la fundación de la institución y para el año de 1944 ya se tenían registrados 53 pensionados. Su característica fundamental lo era que a la maduración del sistema (aproximadamente 30 años) deberían existir las reservas financieras adecuadas para hacer frente a las erogaciones que se deberían realizar (Amieva, 2004). La realidad mostró que esto no fue realizado por las diversas administraciones que han transitado por la institución.

Ante este hecho consumado, en el año de 1995 se empezó a gestar la transformación estructural del sistema pensionario inspirado por el modelo chileno, el cual había reformado su sistema desde el año de 1980. En el mismo tenor, el Banco Mundial (1994) publicó un documento que sirvió de guía a todos los países que realizaron las respectivas modificaciones.

La característica esencial del nuevo sistema lo es el hecho de que el trabajador deberá ahorrar durante toda su vida laboral y acumular los fondos necesarios para cuando pase a la etapa del retiro contratar una renta vitalicia o programar retiros con la institución que administró sus fondos. En caso de que esto no se logre, el gobierno federal le garantiza de por vida una pensión mínima cuyo importe será de un salario mínimo mensual vigente en 1997 actualizado a la inflación que se establezca en cada año. Ante este escenario, el gobierno federal cubrirá la diferencia faltante entre lo que el trabajador debería percibir (menos de un salario mínimo) y el salario mínimo garantizado. Los recursos que cubrirán la diferencia serán de origen público, lo que viene a contrastar con los objetivos planteados por los impulsores de la reforma.

En simulaciones realizadas previamente por el autor, se ha encontrado que el segmento de la población económicamente activa ocupada (PEAO) que percibe hasta 3 salarios mínimos es candidato potencial a recibir la pensión mínima garan-

tizada. Este segmento está compuesto aproximadamente por el 56.3% de la PEAO y no se espera que este porcentaje mejore a largo plazo.

Se realizó un modelo de vectores autorregresivos (VAR) sobre el gasto en pensiones que se realiza en el IMSS; las principales variables incluidas en la modelación fueron el gasto de pensiones, el número de pensionados, el gasto público del sector presupuestario, el número de cotizantes y la tasa de inflación, para el periodo de enero de 2003 a abril de 2012.

Los resultados encontrados sugieren que los signos de los coeficientes estimados fueron coherentes con la teoría económica. Un incremento en el gasto de pensiones será producto de varios factores tales como: un incremento en el número de pensionados, una disminución en el gasto público del sector presupuestario, una disminución en el número de cotizantes y un aumento en la tasa de inflación.

En el primer apartado se presenta una introducción con un panorama general sobre el sistema de pensiones y sus características relevantes. En la segunda sección se prosigue con un análisis sobre las razones que motivaron la reforma en el sistema de pensiones. En el tercer apartado se realiza una revisión de los aspectos econométricos empleados en la investigación y que versan sobre cointegración y vectores autorregresivos con modelo corrector de error. En la cuarta sección, se llevan a cabo los procedimientos econométricos sugeridos por la literatura respectiva y se presentan los resultados derivados del modelo VAR y del modelo corrector de error (MCE). Como último punto, se presentan las conclusiones y se proponen algunas líneas para la agenda de investigación futura.

1. Revisión de la literatura sobre los sistemas de pensiones

Los sistemas de pensiones, a nivel mundial, se establecieron como una medida que ayudara a paliar las secuelas producidas por la Segunda Guerra Mundial. Para tal fin los gobiernos instituyeron los denominados sistemas de reparto cuyas características esenciales lo eran el ser administrados públicamente y no estar fondeados financieramente.

Para Mesa Lago (2005), en América Latina, el grupo pionero (Uruguay, Argentina, Chile, Cuba, Brasil y Costa Rica) estableció su sistema de seguridad social durante las décadas de los veinte y los treinta del siglo pasado, alcanzando la mayor cobertura y desarrollo en sus sistemas. El grupo intermedio (Panamá, México, Perú, Colombia, Bolivia, Ecuador y Venezuela) implantó sus programas principalmente en las décadas de los cuarenta y cincuenta, logrando una cobertura y desarrollo medio en sus sistemas. El grupo tardío (Paraguay, República Dominicana, Guatemala, El Salvador, Nicaragua, Honduras y Haití) introdujo sus sistemas en las

décadas de los sesenta y setenta del siglo pasado y estos fueron menos desarrollados que todos los anteriores.

Para el caso de México, bajo el Estado Benefactor como promotor, el sistema de pensiones del Seguro Social se estableció en los años cuarenta del siglo pasado, edificándose durante la época en que el país experimentaba altas tasa de crecimiento económico y fue similar a los establecidos en los países desarrollados, esto es, era de los denominados sistemas de reparto de administración pública y con beneficios definidos. Bonilla y Conte (2001) refieren que un rasgo característico de la creación y evolución de los regímenes de jubilaciones y pensiones en Latinoamérica fue el hecho de que entre la creación de los primeros y la de los últimos, transcurrieron casi 50 años, los objetivos, estrategias y estructuras tuvieron características similares en todos los países, independientemente de su desarrollo demográfico, económico y tecnológico. Prácticamente todos los diseños de los regímenes de jubilaciones y pensiones obedecieron a modelos europeos basados en supuestos de pleno empleo y de crecimiento económico e incluso de promoción de la natalidad.

El Seguro Social se encargaba de cumplir una parte importante de la función de distribución del ingreso pues a través de su esquema pensionario se redistribuía una parte importante de los ingresos para la población pensionada. Chávez (2000) establece que el gasto público es un importante instrumento de la política económica que los gobiernos utilizan como un medio de compensación de las desigualdades, por lo tanto el sector público se convierte en un intermediario de la sociedad para redistribuir los recursos que aportan los contribuyentes.

Este tipo de regímenes llamados de reparto tardaban aproximadamente treinta años en madurar (Valdés 1997; Amieva 2004); eran de carácter solidario intergeneracional debido que las generaciones actuales financiaban el pago de las pensiones en curso y llegado el momento del retiro, recibían el mismo trato (Barr 2002; Modigliani 2004; Andrews 2006; Barr y Diamond 2009); el riesgo de las inversiones se distribuía socialmente entre todos los trabajadores inscritos en el sistema y debería estar actuarialmente fondeado (Brufman y Urbisaia 1999; Bonilla y Conte 2001; Brachet 2007).

La reforma de los sistemas de pensiones se llevó a cabo bajo los auspicios del Banco Mundial (1994), donde sugiere prescribir los planes de pensiones conocidos como sistemas de reparto. Las características del nuevo sistema de pensiones son las siguientes: existe una cuenta individual a nombre del trabajador que será administrada por una entidad financiera privada (AFORE). Esta entidad invertirá a través de otro organismo financiero (SIEFORE) los fondos que aporte el trabajador a lo largo de su vida laboral, 24 o 25 años, considerando que tenga una trayectoria laboral continua, donde al trabajador se le descontará una comisión por tal hecho.

Llegado el momento del retiro, a los 65 años de edad, la persona deberá contratar una renta vitalicia o programar sus retiros con la institución que se encargó de administrar sus fondos. Si estos son insuficientes, tendrán que ser devueltos al IMSS para el pago de una pensión mínima garantizada, cubriendo el gobierno federal la diferencia entre el tiempo en la duración de los fondos acumulados y la ocurrencia de la muerte del pensionado. Este hecho se reflejará en el incremento del gasto público por pensiones.

Corbo y Schmidt (2003) refieren que una reforma profunda de pensiones puede contribuir sustancialmente a la tasa de crecimiento, a través del financiamiento fiscal de la transición, la acumulación y utilización de factores productivos y el nivel de eficiencia con que estos sean empleados.

Para Stiglitz (2000) y Rosen (2008), la seguridad social difiere de la mayoría de programas del Estado en que sus ingresos proceden de las cotizaciones de los trabajadores y empresas; y que los ingresos procedentes de estas cotizaciones en un año determinado se destinan a financiar los gastos de seguridad social del mismo año. Dentro de los diferentes programas de la seguridad social, los más importantes son las pensiones y, dentro de éstas, las pensiones de jubilación, las cuales tienen por objeto proporcionar a las personas, que por razones de edad han dejado de trabajar, un nivel de ingresos aceptable. De forma parecida, las pensiones por invalidez cubren a las personas que no pueden trabajar por razones de salud, y las de supervivencia están pensadas para proteger los ingresos de los dependientes de trabajadores fallecidos, como viudas y huérfanos. Los programas de seguridad social proporcionan un seguro y redistribuyen el ingreso.

2. Antecedentes que impulsaron la reforma al sistema de pensiones del IMSS

Los argumentos demográficos más recurrentes que el gobierno federal utilizó para sustentar la reforma al sistema de pensiones en el IMSS fueron tres, principalmente:

El primero, fue el hecho de que a largo plazo el país experimentará una inversión en su pirámide poblacional. De acuerdo a CONAPO (2005), la población estimada de 60 años o más en el año de 2005 la constituía el 7.52% de la población total, se espera que para el año 2050 este segmento de personas lo constituya el 27.48% del total nacional, lo que en número absolutos reflejará el incremento de 7'784,095 personas a 33'526,200 en un lapso de 45 años. Este incremento esperado en la fracción de personas ancianas no se verá compensado con un crecimiento en la población económicamente activa (PEA) pues en perspectiva para los años de 2005 a 2050, esta disminuirá en 5% por el lado de los hombres y en 7.2% para las mujeres.

El segundo argumento demográfico reiterativo, fue el incremento en la esperanza de vida que se está presentando en la población del país. En el año 2005 esta se ubicaba en 74.6 años, siendo la de las mujeres mayor en 4.8 años a la de los hombres y 2.4 años por encima de la promedio nacional. Se espera que para el año 2050 la esperanza de vida de las mujeres se incremente a 83.9 años, la de los hombres a 79.9 años y la esperanza de vida promedio pase a establecerse en 81.9 años, cifra que reflejará un aumento de 7.3 años más de sobrevivida que la mostrada en 2005.

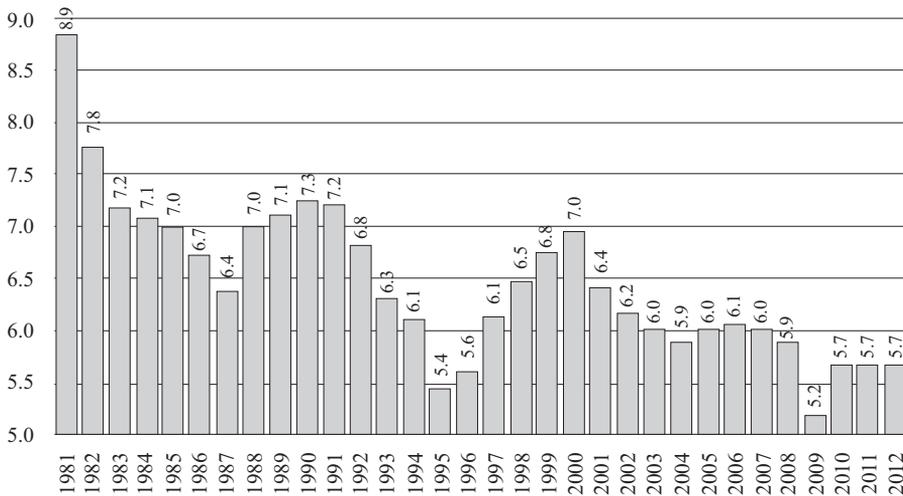
Como tercer argumento se planteó una disminución de la tendencia esperada en la tasa global de fecundidad, la cual en el año 2005 era de 2.2 hijos por mujer en edad fértil, para descender a partir del año 2013 a 2.0 hijos por mujer y a partir de esta fecha continuar una marcada tendencia descendente para establecerse en 1.85 hijos por mujer fértil a partir del año 2040. Esta situación provocará que en el largo plazo se generen problemas para remplazar la fuerza laboral que pase a la condición de jubilado así como en los ingresos de la Institución, en lo referente a cuotas obrero patronales, pues el número de trabajadores cotizantes seguirá la misma tendencia descendente, por lo que los recursos financieros del IMSS se pueden ver seriamente comprometidos.

Por el lado financiero, el argumento reiterado lo fue el hecho de que el IMSS enfrentaba una situación financiera que no era la óptima debido a que su sistema de pensiones se encontraba desfinanciado debido a que no se realizaron los fondeos requeridos para realizar el pago de pensiones.

Si se añade que este sistema pensionario presentó la tasa de dependencia (relación pensionados/cotizantes) más alta en el año de 1981, con 8.9 cotizantes por pensionado y en el año de 1995 la tasa más baja de su historia con 5.4 cotizantes por pensionado, se desprende la necesidad de implementar algún mecanismo que resolviera la problemática observada. Este cociente entre los años de 1997 a 2007 se incrementó a 6.3 y finalmente, en el periodo 2008–2012 se observó un descenso a 5.6 pensionados por cotizante. Se espera que en el largo plazo esta relación siga disminuyendo y que a largo plazo resulte insuficiente para soportar el pago de las pensiones de la ley de 1973 y las de la transición que se acojan a esta forma de retiro, como se puede apreciar en la gráfica 1.

Otro ingrediente financiero que afecta de manera considerable los ingresos del IMSS, y que no fue argumentado en ningún foro, lo han sido las recurrentes crisis económicas que han afectado al país, las cuales impactan directamente a la institución pues esta fue diseñada para que el crecimiento económico repercutiera en un mayor nivel de empleo y por consiguiente, en un incremento en el número de cotizantes al sistema. En este sentido, al observar las tasa de crecimiento del

Gráfica 1
Tasa de dependencia del sistema de pensiones del IMSS 1981 – 2012



Fuente: Elaboración propia con datos de IMSS. Memoria Estadística, varios años.

producto interno bruto por decenios se advierte que, en promedio, el resultado de la década de los años 80 fue de 0.52%; en los 90 reflejó 1%, y en los primeros 12 años de este siglo muestra un 0.54%, situación que no ha permitido un mayor ingreso de recursos al instituto, derivados de una mayor generación de empleos.

En lo que respecta al nuevo sistema de pensiones sobresale el hecho de que el número de cuentas asignadas¹ en relación a las cuentas administradas, entre junio de 2001 y diciembre de 2012 representó el 30.2% del total, cifra que implicó que una tercera parte de afiliados no están contribuyendo para una futura pensión. Esta situación provocará que llegado el momento del retiro, las personas que tienen este tipo de cuenta, no acumularán los recursos suficientes para comprar su pensión con la cual tengan una vejez digna y podrían convertirse en una carga para el Estado pues quedarán excluidos de tal beneficio.

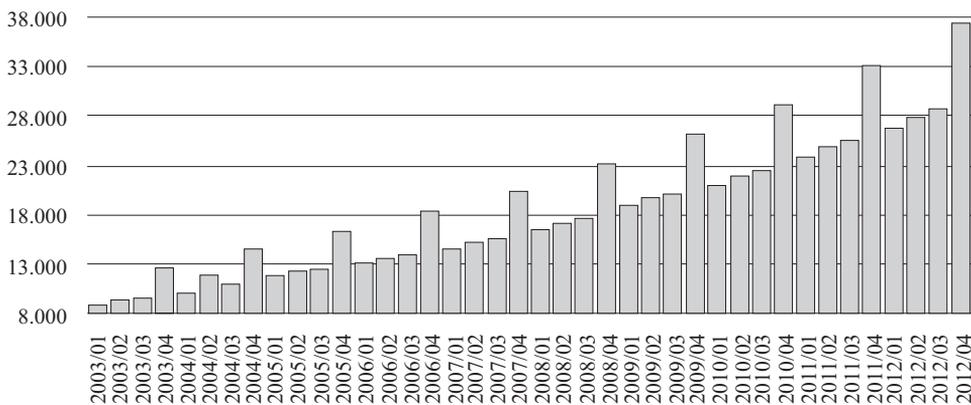
Al analizar el gasto de pensiones que realiza el IMSS, se percibe que el gasto total durante el periodo enero de 2003 a abril de 2012 representó unas erogaciones por 752,102.8 mdp, donde en el año 2003 se erogó la cantidad de 41,028.1 mdp,

¹ Son las cuentas que al momento se encuentran sin recibir aportaciones pero que al menos tienen una aportación registrada.

para en 2012 incrementarse a 121,172.8 mdp, lo que ha implicado un gasto 3 veces mayor en un lapso de 9 años. En el periodo de 15 años de realizada la reforma de pensiones la tasa de crecimiento promedio anual ha sido del orden de 14.2%. La estacionalidad que presenta el gasto en pensiones durante el cuarto trimestre de cada año, es producto del aguinaldo que se les proporciona a los pensionados, de acuerdo a la Ley del Seguro Social de 1973, situación que se puede ver en la gráfica 2.

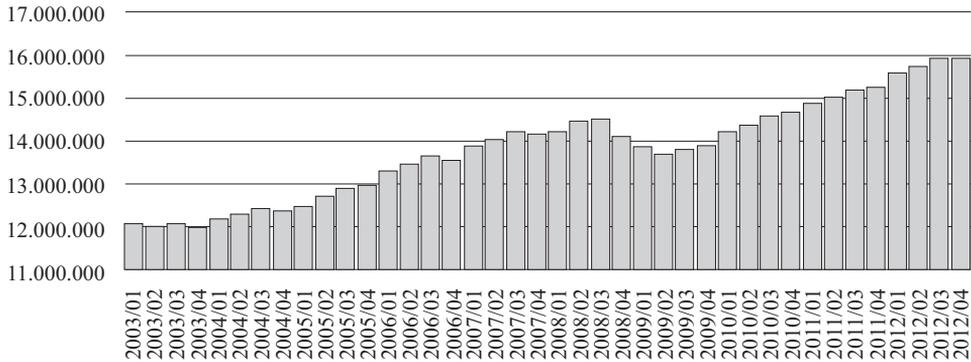
En lo referente a los cotizantes, se observa que estos han pasado de 12'088,468 en 2003 a 15'954,757 en 2012, lo cual significó un incremento de 32% en relación a lo establecido al inicio del periodo bajo estudio, con una tasa de crecimiento trimestral, en promedio, de 0.7%. Al analizar la serie se distingue una tendencia creciente, especificando que inicialmente muestra un crecimiento constante hasta el tercer trimestre de 2008, para reflejar tres periodos consecutivos a la baja como reflejo de la crisis del año 2008 y a partir de cuarto trimestre de 2009 continuar con la tendencia ascendente. Su punto más alto fue el cuarto trimestre de 2012, en tanto el cuarto trimestre de 2003 mostró la cifra más baja. Otro aspecto sobresaliente lo es el hecho de que en el tercer trimestre de 2010 se recuperaron los niveles alcanzados en el tercer trimestre de 2008, debiendo transcurrir dos años entre esos periodos, situación que se muestra en la gráfica 3.

Gráfica 2
Gasto de pensiones en el IMSS 2003:01 - 2012:04



Fuente: Elaboración propia con información de IMSS. Memoria Estadística, varios años.

Gráfica 3
Cotizantes en el IMSS 2003:03 - 2010:04



Fuente: Elaboración propia con información de IMSS. Memoria Estadística, varios años.

Prosiguiendo con este apartado, se señala que el número de pensionados ha pasado de 1'653,142 en el año de 1997 a 2'807,503 para finales del año 2012, lo que representó un incremento de 1.6 veces en un periodo de 15 años, situación que reflejó una tasa de crecimiento a promedio anual de 14.2%. Al relacionar la población económicamente activa ocupada (PEAO) con los cotizantes, se observa que durante el periodo bajo análisis solamente el 31.8% de la PEAO cotizaba al IMSS y el restante 64.25% de la PEAO estuvo contratada sin prestaciones de Seguridad Social, situación que confirma la baja cobertura hacia la población del país. Si a lo anterior se añade, que durante el periodo investigado, la PEAO que percibe hasta 3 salarios mínimos representa el 56.1% del total, la situación se torna preocupante pues este conjunto de trabajadores son candidatos para acogerse a la pensión mínima garantizada debido a la insuficiencia de ahorro que acumularán en sus cuentas individuales para contratar una renta vitalicia o programar retiros con la institución que administró sus fondos durante su vida laboral.

Tales escenarios no fueron contemplados por los promotores de la reforma ya que ellos esperaban un aumento en la cobertura, un incremento en el empleo que de manera indirecta se vería reflejado en un mayor número de cotizantes, lo cual se debería expresar en mayores ingresos para el instituto, y finalmente, tenían la esperanza de que disminuyera el gasto de pensiones. Desafortunadamente, esta situación no se avizora ni a mediano ni a largo plazo debido a las bajas tasas de crecimiento que ha experimentado el PIB.

Un aspecto negativo del nuevo sistema de pensiones, lo es el hecho de que a partir de 1997, que entró en vigencia la reforma pensionaria en el IMSS, el número de personas mayores de 60 años que aún están vigentes en el mercado de trabajo se ha incrementado en 64.3%, al pasar de 255,768 a 420,175 personas para el año de 2012. Esta situación ha afectado principalmente a las mujeres y sobre todo a las que se encuentran en el grupo de 60 a 64 años de edad pues su participación se ha incrementado en 180.3%, pasando de 27,397 en el año de 1997 a 76,799 para el año de 2012. Es de esperarse que este grupo de personas mayores a los 60 años de edad perciban niveles salariales bajos, por lo que se puede inferir que únicamente están cotizando para beneficiarse de la Ley de 1973 derogada y el importe de su pensión sea soportado por el gasto público.

3. Aspectos econométricos

Se propone un modelo econométrico que reflejé la relación existente entre el gasto de pensiones que se realiza en el IMSS, el número de pensionados, el gasto público del sector presupuestario, el número cotizantes al IMSS y la tasa de inflación. Se espera que el gasto de pensiones se incremente como resultado de un aumento en el número de pensionados, una disminución del gasto público del sector presupuestario, un descenso en el número de cotizantes y un incremento en la tasa de inflación y de esa manera responder a la hipótesis planteada al inicio del trabajo.

Acorde a lo planteado por Juselius (2007), quien refiere que los economistas siempre están interesados en probar teorías cuando en la realidad lo que se intenta probar son hipótesis, en el presente trabajo es lo que se probará, y acorde a lo sugerido por Varian (1994) se busca que el modelo sea lo más sencillo posible, coherente al principio de parsimonia.

Por lo tanto, en esta sección se procederá a estimar un modelo de vectores autorregresivos (VAR) mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Esta metodología es la herramienta principal de los economistas para establecer relaciones entre las variables pues los estimadores así obtenidos son los mejores estimadores linealmente insesgados. Finalmente se estimará el modelo corrector de error haciendo uso de la metodología propuesta por Johansen y Juselius.

Siguiendo a Hendry (1980) se pondrá especial atención a las regresiones realizadas con la finalidad de que no resulten en regresiones espurias.

El hallazgo de que muchas series de tiempo macro pueden contener una raíz unitaria ha estimulado el desarrollo de la teoría de análisis de series de tiempo no estacionarias. Engle y Granger (1987) señalaron que una combinación lineal de dos o más series no estacionarias puede ser estacionaria. Si existe tal combinación lineal

estacionaria en las series de tiempo no estacionarias, se dice que están cointegradas. La combinación lineal estacionaria se llama ecuación de cointegración y puede ser interpretada como una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables.

Sims (1980) plantea la importancia de las relaciones dinámicas en los fenómenos económicos y la escasa información que la teoría económica, en la que habitualmente se basan los modelos estructurales, aporta sobre estas relaciones dinámicas, desarrollando un marco alternativo para analizar y elaborar modelos econométricos multivariantes dinámicos.

Hendry y Juselius (1999) refieren que la mayor parte de las series temporales son no estacionarias y las técnicas convencionales de regresión basadas en datos no estacionarios tienden a producir resultados espurios. Sin embargo, las series no estacionarias pueden ser cointegradas si alguna combinación lineal de ellas es estacionaria.

Para Murray (1994) la serie puede fluctuar, pero en el largo plazo hay fuerzas económicas que tienden a empujarlas a un equilibrio. Por lo tanto, las series cointegradas no se separarán muy lejos unas de otras, debido a que ellas están enlazadas en el largo plazo.

Pérez (2008) refiere que los modelos VAR (vectores autorregresivos) pueden considerarse como una generalización al campo multivariante de los modelos autorregresivos univariantes AR, y en sus versiones más desarrolladas (VARMA) tienen un planteamiento muy similar a los modelos multivariantes de funciones de transferencia.

El procedimiento multivariado de Johansen (1988; 1991) se ha convertido en un método muy popular para probar la existencia de cointegración en las variables $I(1)$ e $I(0)$, integración de primer orden y de orden cero, respectivamente. En su metodología es necesario analizar las series con la finalidad de saber si presentan o no raíces unitarias. Las series que no presenten raíces unitarias se colocan en un vector autorregresivo a partir del cual se puede probar la existencia de una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración.

La metodología de Johansen y Juselius (1990) parte de la determinación del orden de integración a cada una de las series incluidas en el modelo. Prosigue la especificación del Vector Autoregresivo (VAR) con las series que resulten integradas de orden $I(1)$. Continúa con la selección de las variables del modelo. Se prosigue con las transformaciones de las variables, si las hubiese. Acto seguido, se determina el número de rezagos óptimo del modelo VAR para asegurar que los residuos sean ruido blanco. Se requieren especificar las variables determinísticas (variables dummy, tendencias, etc). Prosigue con el diagnóstico del VAR estimado. Es vital la aplicación del procedimiento de máxima verosimilitud al vector

autorregresivo con el fin de determinar el rango (r) de cointegración del sistema: prueba de la traza y prueba del eigenvalor máximo (valor propio). Se estima el modelo vector de corrección de errores (MCE) y concluye con la determinación de la relación causal entre las variables del modelo a través de la prueba de causalidad de Granger.

Para Pérez (2007), el procedimiento de Johansen se expresa en la siguiente representación:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

Al restar Y_{t-1} en ambos lados de la identidad, se obtiene:

$$y_t - y_{t-1} = \Pi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \quad (2)$$

Reescribiendo (2) de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = (\Pi_1 - I) Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \quad (3)$$

Sumando y restando $(\Pi_1 - I)Y_{t-2}$ a la derecha de la ecuación (3) y agrupando términos, se tendrá:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\Pi_1 - I) Y_{t-1} + (\Pi_1 - I) Y_{t-2} + \Pi_2 Y_{t-2} + (\Pi_1 - I) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \\ &= (\Pi_1 - I) Y_{t-1} - Y_{t-2} + (\Pi_2 + \Pi_1 - I) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \\ &= (\Pi_1 - I) \Delta Y_{t-1} + (\Pi_2 - \Pi_1 - I) Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + U_t \end{aligned} \quad (4)$$

Repitiendo este procedimiento p veces, se puede expresar el modelo autorregresivo en términos de diferencias de los rezagos como se expresa a continuación:

$$\Delta Y_t = (\Pi_1 - I) \Delta Y_{t-1} + (\Pi_2 - \Pi_1 - I) \Delta Y_{t-2} + \dots + (\Pi_p + \dots + \Pi_2 + \Pi_1 - I) Y_{t-p} + U_t \quad (5)$$

Utilizando matrices:

$$\Omega_i = - \left(I - \sum_{j=1}^i \Pi_j \right)$$

Reescribiendo el modelo, este se puede expresar de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Omega_p Y_{t-p} + U_t \quad (6)$$

Donde Ω contiene los parámetros que definen las relaciones de equilibrio entre las variables incluidas en el modelo, su rango definirá el número de relaciones de cointegración, si es que estas existen, entre las m variables cuyo rango máximo será $m-1$.

Si $r < m$, existen r vectores fila linealmente independientes que muestran r relaciones de cointegración diferentes y se puede descomponer la matriz Ω en el producto de dos matrices λ y β ($m \times r$) de modo que $\Omega = \lambda\beta'$, donde β' contiene los coeficientes de los vectores de cointegración y λ los parámetros de la velocidad de ajuste.

Sustituyendo la matriz Ω en la expresión general del modelo, se tiene:

$$\Delta Y_t = \Omega_1 \Delta Y_{t-1} + \Omega_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \lambda\beta^{Y_{t-p}} + U_t \quad (7)$$

Donde el producto $\beta^{Y_{t-p}}$ es estacionario.

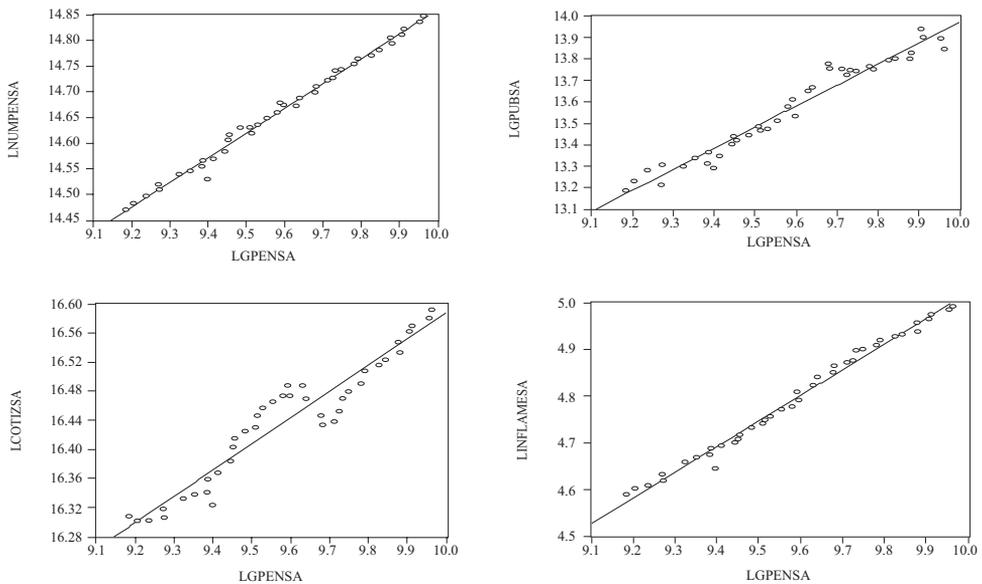
4. Estimaciones del vector autorregresivo con modelo corrector de error

En este apartado se presenta la especificación del modelo econométrico sobre el gasto de pensiones que se realiza en el IMSS, iniciando por la construcción del vector autorregresivo (VAR) y finalizando con el modelo corrector de error (MCE).

Para tal fin a las variables seleccionadas se les aplicaron logaritmos naturales con la intención de homogeneizar las cifras y que los coeficientes resultantes se puedan interpretar en un inicio como elasticidades constantes. Posteriormente se eliminó la estacionalidad de las series, sobre todo al gasto en pensiones y al gasto del sector público presupuestario por medio del procedimiento de medias móviles. Se hace uso de cifras proporcionadas por el IMSS a través del IFAE, la Memoria Estadística del IMSS de varios años y del Banco de Información Económica del INEGI. La muestra consta de 40 observaciones trimestrales de enero de 2003 a abril de 2012. El gasto de pensiones que se realiza en el IMSS así como el gasto del sector público presupuestario, se expresan en términos reales, base 2003. Las variables empleadas se expresan de la siguiente manera: logaritmo del gasto de pensiones desestacionalizado (LGPENSA), logaritmo del número de pensionados desestacionalizado (LNUMPENSA), logaritmo del gasto público del sector presupuestario (LGPUBSA), logaritmo del número de cotizantes desestacionalizado (LCOTIZSA) y logaritmo de la inflación desestacionalizado (LINFLAMESA).

Como primer paso se realizan los diagramas de dispersión sobre las variables incluidas en el modelo planteado y se puede observar que entre el gasto de pensiones realizado por el IMSS, el número de pensionados, el gasto público del sector presupuestario, el número de cotizantes y la inflación existe una relación positiva bastante clara, como se muestra en la gráfica 4.

Gráfica 4
Gasto de pensiones respecto al número de pensionados, gasto público del sector presupuestario, número de cotizantes e inflación, en logaritmos y desestacionalizado 2003:01 – 2012:04



Fuente: Elaboración propia con datos de IMSS. Memoria Estadística varios años e INEGI.

Las estadísticas básicas de las variables seleccionadas para estimar el modelo VAR se resumen en el cuadro 1. De acuerdo a Loría (2007), una manera directa e intuitiva de probar la simetría en la distribución consiste en comparar la media y la mediana, si sus valores coinciden no habrá problemas de sesgo.

Cuadro 1
Estadísticas básicas 2003:01 – 2012:04

| <i>Variables</i> | <i>Media</i> | <i>Mediana</i> | <i>Máximo</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Std. Dev.</i> | <i>Sesgo</i> | <i>Curtosis</i> | <i>Jarque-Bera</i> | <i>Probabilidad</i> |
|------------------|--------------|----------------|---------------|---------------|------------------|--------------|-----------------|--------------------|---------------------|
| LGPENSA | 9.586884 | 9.587626 | 9.964286 | 9.187716 | 0.223324 | -0.017844 | 1.943216 | 1.863443 | 0.393875 |
| LNUMPENSA | 14.660560 | 14.664650 | 14.846460 | 14.469820 | 0.107699 | -0.030075 | 1.913100 | 1.974950 | 0.372516 |
| LGPUBSA | 13.564670 | 13.553200 | 13.936500 | 13.185700 | 0.222960 | -0.052208 | 1.645594 | 3.075533 | 0.214860 |
| LCOTIZSA | 16.438570 | 16.449390 | 16.591280 | 16.301200 | 0.084333 | -0.117033 | 2.047866 | 1.602246 | 0.448825 |
| LINFLAMESA | 4.793411 | 4.783819 | 4.991399 | 4.589555 | 0.123230 | -0.002239 | 1.716218 | 2.746861 | 0.253237 |

Fuente: Elaboración propia con resultados de Eviews 7. Observaciones: 40.

A las variables seleccionadas se les aplicaron las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (DFA), Phillips-Perron (PP) y la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), para determinar la aceptación o rechazo de una raíz unitaria, utilizándose como criterio de desempate, el que dos pruebas no tengan raíz unitaria a un nivel de significancia del 95%, cuando alguna de ellas sea no estacionaria. Con la aplicación de la prueba DFA las variables LGPENSA, LNUMPENSA y LINFLAMESA presentan raíz unitaria en sus primeras diferencias en el modelo sin tendencia ni intercepto (p value= 0.3305, 0.5345 y 0.4659 respectivamente); en tanto la variable LCOTIZSA presenta raíz unitaria en el modelo con intercepto y tendencia (p value= 0.1198) no así la variable restante (LGPUBSA).

Al hacer uso de la metodología Phillips-Perron se observa que las variables LCOTIZSA y LINFLAMESA presentan raíz unitaria en el modelo sin tendencia ni intercepto, lo cual no es impedimento para seguir usando las series seleccionadas pues el modelo que se realizará es con constante y se puede concluir que las variables a utilizar tienen orden de integración $I(1)$, como se observa en el cuadro 2. Se le da mayor importancia a la prueba Phillips-Perron se considera que es más robusta que la DFA y aborda la cuestión de que el proceso de generación de datos para Y_t podría tener un orden superior de autocorrelación que es admitido en la ecuación de prueba haciendo Y_{t-1} endógeno.

En la realización del vector autorregresivo, el orden de inclusión de las variables es de vital importancia, por lo que este se ordenará como se muestra a continuación: LGPENSA LNUMPENSA LGPUBSA LCOTIZSA LINFLAMESA, y de esa manera determinar la estructura óptima de rezagos. Al realizar la prueba para determinar las relaciones de cointegración existentes, se observa que los diversos criterios de información difieren notablemente pues el logaritmo de máxima verosimilitud sugiere la existencia de cinco relaciones de cointegración, el criterio de información de Akaike sugiere la existencia de dos y finalmente, el criterio de Schwarz sugiere que existe una sola relación de cointegración, como se señala en el cuadro 3.

Cuadro 2
Pruebas de raíces unitarias en primeras diferencias al 95%
ADF, P-P y KPSS

| Prueba de raíz unitaria | | Dickey - Fuller Aumentada | | | Phillips - Perron | | | KPSS | |
|-------------------------|----------------|---------------------------|-----------|---------|-------------------|-----------|---------|--------------|---------|
| Serie | Prueba | t-Statistic | V.C. 5% | p-value | t-Statistic | V.C. 5% | p-value | LM-Statistic | V.C. 5% |
| LGPENSA | Intercepto | -4.954934 | -2.945842 | 0.0003 | -13.506850 | -2.941145 | 0.0000 | 0.136960 | 0.46300 |
| | Inter. y Tend. | -4.855528 | -3.540328 | 0.0020 | -13.376680 | -3.533083 | 0.0000 | 0.121076 | 0.14600 |
| | Nada | -0.873636 | -1.950687 | 0.3305 | -6.797638 | -1.949856 | 0.0000 | | |
| LNUM-PENSA | Intercepto | -6.206532 | -2.948404 | 0.0000 | -6.216703 | -2.941145 | 0.0000 | 0.148925 | 0.46300 |
| | Inter. y Tend. | -6.086849 | -3.544284 | 0.0001 | -6.084131 | -3.533083 | 0.0001 | 0.138868 | 0.14600 |
| | Nada | -0.393215 | -1.951332 | 0.5345 | -2.130037 | -1.949856 | 0.0335 | | |
| LGPUBSA | Intercepto | -8.969314 | -2.941145 | 0.0000 | -10.420790 | -2.941145 | 0.0000 | 0.384799 | 0.46300 |
| | Inter. y Tend. | -8.910613 | -3.533083 | 0.0000 | -10.372370 | -3.533083 | 0.0000 | 0.271763 | 0.14600 |
| | Nada | -7.520561 | -1.949856 | 0.0000 | -7.407497 | -1.949856 | 0.0000 | | |
| LCOTIZSA | Intercepto | -3.174052 | -2.941145 | 0.0295 | -3.268311 | -2.941145 | 0.0236 | 0.094475 | 0.46300 |
| | Inter. y Tend. | -3.104701 | -3.533083 | 0.1198 | -3.201748 | -3.533083 | 0.0993 | 0.089041 | 0.14600 |
| | Nada | -2.171287 | -1.949856 | 0.0305 | -2.214821 | -1.949856 | 0.0275 | | |
| LINFLA-MESA | Intercepto | -6.858662 | -2.941145 | 0.0000 | -6.838737 | -2.941145 | 0.0000 | 0.093947 | 0.46300 |
| | Inter. y Tend. | -6.778336 | -3.533083 | 0.0000 | -6.763055 | -3.533083 | 0.0000 | 0.082677 | 0.14600 |
| | Nada | -0.564050 | -1.950394 | 0.4659 | -1.594190 | -1.949856 | 0.1034 | | |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Cuadro 3
Número de relaciones de cointegración por modelo (2 rezagos)

| Information Criteria by Rank and Model | | | | | |
|--|----------------|---------------|---------------|------------|------------|
| Data Trend: | Nada | Nada | Lineal | Lineal | Cuadrática |
| Rank or | Sin Intercepto | Intercepto | Intercepto | Intercepto | Intercepto |
| No. ofCEs | Sin Tendencia | Sin Tendencia | Sin Tendencia | Tendencia | Tendencia |
| Log Like lihood by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | 607.655 | 607.655 | 625.6577 | 625.6577 | 626.0877 |
| 1 | 632.9056 | 638.9062 | 649.8342 | 650.4408 | 650.8163 |
| 2 | 643.6665 | 650.1514 | 660.0465 | 661.0636 | 661.2705 |
| 3 | 650.8858 | 660.3006 | 665.5893 | 669.231 | 669.3487 |
| 4 | 653.3004 | 665.8178 | 667.9685 | 673.87 | 673.9824 |
| 5 | 653.3694 | 668.1882 | 668.1882 | 676.242 | 676.242 |
| Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) | | | | | |
| 0 | -30.14352 | -30.14352 | -30.84636 | -30.84636 | -30.59933 |
| 1 | -30.96787 | -31.23817 | -31.61266 | -31.59139 | -31.39548 |
| 2 | -31.009 | -31.25143 | -31.62414* | -31.57101 | -31.42008 |
| 3 | -30.85869 | -31.20544 | -31.38321 | -31.41789 | -31.31615 |
| 4 | -30.44867 | -30.90907 | -30.97127 | -31.07405 | -31.02608 |
| 5 | -29.91186 | -30.44261 | -30.44261 | -30.60767 | -30.60767. |

Continúa...

| <i>Information Criteria by Rank and Model</i> | | | | | |
|--|-----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
| <i>Data Trend:</i> | <i>Nada</i> | <i>Nada</i> | <i>Lineal</i> | <i>Lineal</i> | <i>Cuadrática</i> |
| <i>Rank or</i> | <i>Sin Intercepto</i> | <i>Intercepto</i> | <i>Intercepto</i> | <i>Intercepto</i> | <i>Intercepto</i> |
| <i>No. ofCEs</i> | <i>Sin Tendencia</i> | <i>Sin Tendencia</i> | <i>Sin Tendencia</i> | <i>Tendencia</i> | <i>Tendencia</i> |
| <i>Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)</i> | | | | | |
| 0 | -27.9666 | -27.9666 | -28.45175 | -28.45175 | -27.98704 |
| 2 | -28.35557 | -28.58234 | -28.78267 | -28.71787 | -28.34779 |
| 3 | -27.96132 | -28.11667 | -28.35876 | -28.21856 | -27.93696 |
| 4 | -27.37563 | -27.59176 | -27.68245 | -27.58652 | -27.3977 |
| 5 | -26.53022 | -26.81647 | -26.83513 | -26.76376 | -26.67225 |
| | -25.55803 | -25.87108 | -25.87108 | -25.81846 | -25.81846 |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Después de proceder a analizar las diversas relaciones sugeridas se optó por la relación lineal con intercepto y sin tendencia determinística en los datos. Posteriormente se llevó a cabo la búsqueda del número óptimo de rezagos, llegando a la conclusión que debido al número de datos contenidos en la muestra seleccionada, el número óptimo que se utilizará será de dos, como lo señalan cuatro de los cinco criterios de selección en el cuadro 4, lo cual es acorde con el desfase con que se lleva a cabo el pago para una persona que cobrará su pensión por primera vez.

Cuadro 4
Criterios de selección para el orden de rezagos en el VAR

| <i>Rezago</i> | <i>LogL</i> | <i>LR</i> | <i>FPE</i> | <i>AIC</i> | <i>SC</i> | <i>HQ</i> |
|---------------|-------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| 0 | 422.3608 | NA | 2.58E-16 | -21.7032 | -21.27226 | -21.54987 |
| 1 | 631.7195 | 341.5852 | 1.61E-20 | -31.40629 | -29.89798* | -30.86965 |
| 2 | 669.7963 | 52.10512* | 8.86E-21* | -32.09454* | -29.50888 | -31.17458* |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Nota: *Indica orden de rezagos seleccionado por los criterios.

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level).

FPE: Final prediction error.

AIC: Akaike information criterion.

SC: Schwarz information criterion.

HQ: Hanna-Quinn information criterion.

Prosiguiendo con la construcción del vector de cointegración se realizó la prueba respectiva encontrándose la siguiente ecuación de cointegración normalizada:

$$\text{LGPENSA} - 2.147325 * \text{LNUMPENSA} + 0.825863 * \text{LGPUBSA} + 0.164766 * \text{LCOTIZSA} - 1.546146 * \text{LINFLAMESA} + 15.49663 = 0 \quad (8)$$

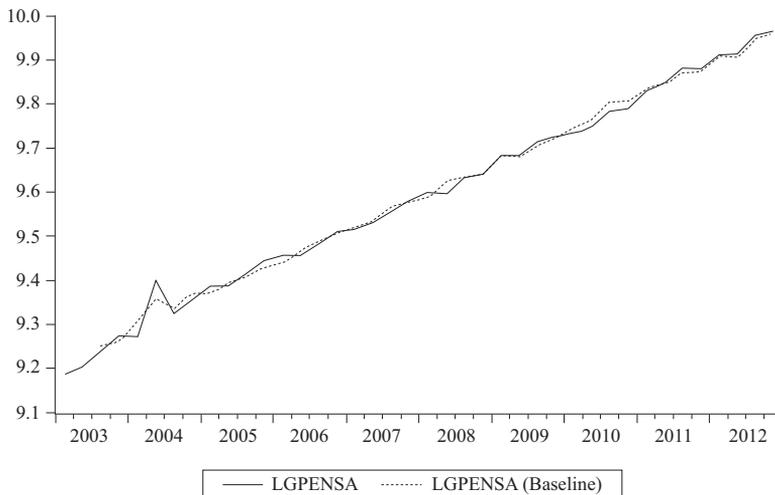
Reordenando la ecuación (8) para normalizarla, se puede apreciar que la solución obtenida es la esperada pues los signos resultantes son los que la intuición indicaba.

$$\text{LGPENSA} = 2.147325 * \text{LNUMPENSA} - 0.825863 * \text{LG PUBSA} - 0.164766 * \text{LCOTIZSA} + 1.546146 * \text{LINFLAMESA} - 15.49663 \quad (9)$$

Los coeficientes resultantes representan elasticidades constantes, por lo que se puede leer que un incremento de 1% en el gasto en pensiones, será producto de un incremento en el número de pensionados del 2.1%, una disminución del gasto público del sector presupuestario de 0.8%, un decremento en el número de cotizantes de 0.2% y un aumento en la inflación de 1.5%. En términos de cifras, este incremento de 1% en el gasto de pensiones implicaría aproximadamente un importe de 91,000.0 mdp anuales, resultado de un incremento de 60,000 pensionados anuales, una disminución de 133,000 cotizantes y un descenso de 35,000.0 mdp en el gasto del sector público presupuestario.

Para verificar cómo se comporta la solución encontrada, se realiza una simulación entre la variable observada (LGPENSA) y la estimada (LGPENSA-BASELINE), observándose en la gráfica 5 un buen ajuste entre ellas.

Gráfica 5
Ajuste de la ecuación de cointegración de Johansen 2013:-2012:04



Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Continuando con el procedimiento de Johansen, se generó el vector V para incluirlo en el modelo corrector de error; este vector de cointegración se elaboró con la siguiente sintaxis:

$$V=(LGPENSA-2.147325*LNUMPENSA+0.825863*LGPUBSA+0.164766*LCOTIZSA-1.546146*LINFLAMESA+15.49663) \quad (10)$$

Al vector resultante se le aplicaron las pruebas de correcta especificación, encontrándose que presentaba problemas de normalidad tanto en la ortogonalización de Cholesky como en la de Urzua. Para su corrección se generó la variable DUMM1² para capturar los efectos de una inconsistencia en la información sobre el gasto de pensiones que se realiza en el IMSS, resultando bastante significativa la corrección aplicada. Posteriormente se procedió a realizar nuevamente las pruebas de correcta especificación, cuyos resultados se muestran en el cuadro 5.

Cuadro 5
VAR Pruebas de normalidad en los residuos de Cholesky y Urzua

| <i>Cholesky</i> | | | | <i>Urzua</i> | | | |
|------------------|--------------------|-----------|--------------|------------------|--------------------|-----------|-------------|
| <i>Component</i> | <i>Jarque-Bera</i> | <i>df</i> | <i>Prob.</i> | <i>Component</i> | <i>Jarque-Bera</i> | <i>df</i> | <i>Prob</i> |
| 1 | 1.849896 | 2 | 0.3966 | 1 | 2.537384 | 2 | 0.2812 |
| 2 | 6.947966 | 2 | 0.0310 | 2 | 6.801199 | 2 | 0.0334 |
| 3 | 0.616793 | 2 | 0.7346 | 3 | 0.565756 | 2 | 0.7536 |
| 4 | 1.123493 | 2 | 0.5702 | 4 | 1.755716 | 2 | 0.4157 |
| 5 | 1.387388 | 2 | 0.4997 | 5 | 3.233866 | 2 | 0.1985 |
| Joint | 11.92554 | 10 | 0.2901 | Joint | 84.28993 | 105 | 0.9317 |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Se continuó con la evaluación del vector autorregresivo y se observa que este no presenta autocorrelación hasta el doceavo rezago ni heteroscedasticidad con y sin términos cruzados, como se muestra en el cuadro 6.

² La variable DUMM1 adopta el valor de 1 en el periodo 2003:03, para el resto de la muestra es cero, corrigiéndose de manera significativa el valor atípico (outlier) sobre la información del gasto de pensiones que se realiza en el IMSS.

Cuadro 6
Pruebas de Correlación Serial y Heterocedasticidad del vector
autorregresivo

| <i>Rezagos</i> | <i>LM-Stat</i> | <i>Prob</i> |
|----------------|----------------|-------------|
| 1 | 31.09415 | 0.1859 |
| 2 | 28.55457 | 0.2830 |
| 3 | 15.42919 | 0.9308 |
| 4 | 21.40365 | 0.6699 |
| 5 | 23.64556 | 0.5399 |
| 6 | 18.27562 | 0.8305 |
| 7 | 25.14793 | 0.4541 |
| 8 | 32.84544 | 0.1350 |
| 9 | 24.5522 | 0.4877 |
| 10 | 27.02216 | 0.3548 |
| 11 | 31.3032 | 0.1792 |
| 12 | 11.49872 | 0.9902 |

| <i>Var Heterocedasticidad sin terminos cruzados</i> | | |
|---|-----------|-------------|
| <i>Joint test:</i> | | |
| <i>Chi-sq</i> | <i>df</i> | <i>Prob</i> |
| 319.2107 | 315 | 0.4233 |

| <i>Var Heterocedasticidad con terminos cruzados</i> | | |
|---|-----------|-------------|
| <i>Joint test:</i> | | |
| <i>Chi-sq</i> | <i>df</i> | <i>Prob</i> |
| 526.1636 | 510 | 0.3009 |

Probs from chi-square with 25 df.

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

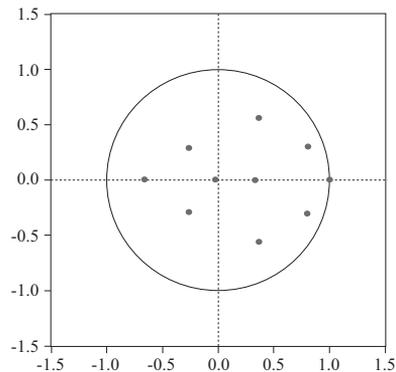
Con la finalidad de determinar la existencia o no de estabilidad en el vector, se realizaron las pruebas correspondientes observándose que ninguna raíz característica del polinomio se encuentra fuera del círculo unitario, por lo que se deduce que el VAR satisface las condiciones de estabilidad, resultados que se pueden ver en el cuadro 7.

Cuadro 7
Raíces características del polinomio Raíces inversas AR del polinomio

| <i>Raíz</i> | <i>Modulo</i> |
|-----------------------|---------------|
| 0.999223 | 0.999223 |
| 0.806417 - 0.302896i | 0.861425 |
| 0.806417 + 0.302896i | 0.861425 |
| 0.367139 - 0.562880i | 0.672031 |
| 0.367139 + 0.562880i | 0.672031 |
| -0.666231 | 0.666231 |
| -0.265044 - 0.291023i | 0.393628 |
| -0.265044 + 0.291023i | 0.393628 |
| 0.33064 | 0.330640 |
| -0.025437 | 0.025437 |

No root lies outside the unit circle

Var satisfies the stability condition.



Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

De todo lo anteriormente mostrado, se desprende que el modelo estimado es apropiado de acuerdo a la experiencia observada sobre el gasto de pensiones que se efectúa en el IMSS y caracteriza una buena representación de las relaciones estudiadas, por lo que se procederá a realizar el análisis impulso-respuesta del gasto de pensiones y posteriormente la descomposición de la varianza.

El análisis impulso-respuesta mide un cambio en los errores, equivalente al valor de su desviación típica, mostrando los efectos de ese cambio sobre las variables endógenas del sistema de ecuaciones planteado. Se realizará un análisis impulso-respuesta para 10 periodos, pues la literatura sugiere que después de ese número de periodos se desvanecen los posibles efectos de los choques aplicados en el modelo.

Para el caso de la ecuación del logaritmo del gasto de pensiones desestacionalizado (LGPENSA), un impulso del número de pensionados (LNUMPENSA) de una desviación estándar genera una respuesta significativa en el gasto de pensiones para los periodos 2,3 y 4, a partir del periodo 5 decae para ya no ser significativa. El impulso provocado por el gasto público del sector presupuestario desestacionalizado (LGPUBSA) únicamente genera sobre el gasto de pensiones una respuesta bastante significativa en el periodo 6, los demás periodos no son significativos. La variable cotizantes desestacionalizada (LCOTIZSA) provoca una respuesta significativa en el periodo 2 sobre el gasto de pensiones. Finalmente la variable inflación desestacionalizada (LINFLESA) provoca efectos negativos y bastante significativos en los periodos 2 y 3 para posteriormente en los periodos 4 y 5 transformarse en positivos con bastante significancia.

Respecto a la ecuación del logaritmo del número de pensionados desestacionalizada (LNUMPENSA), un impulso de la variable LGPENSA genera respuestas positivas y significativas en los periodos 4 y 6, no siendo así en el periodo 5 donde es bastante negativa. En lo que refiere a la variable LGPUBSA esta provoca una respuesta significativa en la ecuación hasta el periodo 5 únicamente, los restantes periodos no son significativos. LINFLESA si tiene efectos significativos en los periodos 5, 6, y 7 pero económicamente no tienen sentido. LCOTIZSA no tiene ningún efecto sobre esta ecuación.

En lo que toca a la ecuación del gasto público del sector público presupuestario desestacionalizado (LGPUBSA), esta responde negativamente al impulso provocado por la variable LGPENSA, con bastante significancia en los periodos 3 y 6. Así mismo, el impulso de LNUMPENSA propicia una respuesta significativa en el periodo 2 y se convierte en negativa para el periodo 6. Por otro lado, la variable LINFLESA provoca una reacción positiva y significativa en el periodo 6 para el inmediato transformarse en negativa.

En lo que refiere a la ecuación del logaritmo de cotizantes desestacionalizado (LCOTIZSA) se puede observar que la variable LGPENSA tendrá efectos positivos y significativos en los periodos 2, 9 y 10, siendo lo contrario en los periodos 2 a 6. Res-

pecto a la variable LNUMPENSA se aprecia que provoca a la ecuación en el periodo 2 un efecto bastante adverso y únicamente LCOTIZSA responderá significativa y positivamente en el periodo 10. LGPUBSA genera respuestas positivas en los periodos 1, 8, 9 y 10, no así en los periodos 6 y 7 donde se transforman en negativos.

En general el análisis muestra sólo algunas respuestas significativas y positivas comparadas en relación a las no significativas, situación que se puede apreciar en el cuadro 8.

Cuadro 8
Análisis Impulso – Respuesta

| <i>Response of LGPENSA:</i> | | | | | <i>Response of LNUMPENSA:</i> | | | | |
|-----------------------------|----------------|----------------|-----------------|--------------------|-------------------------------|----------------|----------------|-----------------|--------------------|
| <i>Periodo</i> | <i>LNPENSA</i> | <i>LGPUBSA</i> | <i>LCOTIZSA</i> | <i>LINFLA-MESA</i> | <i>Periodo</i> | <i>LGPENSA</i> | <i>LGPUBSA</i> | <i>LCOTIZSA</i> | <i>LINFLA-MESA</i> |
| 1 | 0.6714569 | 1.0077519 | -0.5032864 | -0.6032172 | 1 | 0.6696035 | 0.7210626 | -0.7203791 | 5.3472222 |
| 2 | 4.8225806 | -0.4719562 | 3.4863388 | -27.4015748 | 2 | 0.4186385 | 1.6597510 | 1.7125382 | -0.4929276 |
| 3 | 3.4771887 | 0.8852544 | 0.9716459 | -8.6543536 | 3 | 0.7337780 | 1.1524164 | 0.5810684 | -0.7290401 |
| 4 | 2.7245509 | -1.3852243 | 1.0343088 | 3.8911023 | 4 | 2.7298050 | 1.9338843 | 0.6055646 | 9.3600000 |
| 5 | 0.7828283 | 0.8483459 | 0.9633803 | 4.2967245 | 5 | -25.2365931 | 2.1495327 | 0.7500000 | 1.4126394 |
| 6 | 0.6821963 | 19.1666667 | 1.1264182 | 1.9194757 | 6 | 3.5449735 | 1.3321168 | 1.1721068 | 1.3200935 |
| 7 | 0.7194680 | 0.7753165 | 0.9227614 | 1.6342083 | 7 | 1.3053097 | 0.9567901 | 1.4285714 | 1.7465224 |
| 8 | 0.8863026 | 1.7269439 | 1.0233683 | 0.9842105 | 8 | 1.0247350 | 0.7436919 | 1.1500000 | 2.0810313 |
| 9 | 0.95753695 | 0.7132389 | 1.0361446 | 0.8796957 | 9 | 1.2179487 | 0.7010582 | 0.9770115 | 1.7088608 |
| 10 | 0.920202454 | 1.0842491 | 1.1291780 | 0.7899382 | 10 | 1.5168539 | 0.6957708 | 0.9192201 | 1.3202614 |

| <i>Response of LGPUBSA:</i> | | | | | <i>Response of LCOTIZSA:</i> | | | | |
|-----------------------------|----------------|------------------|-----------------|--------------------|------------------------------|----------------|------------------|----------------|--------------------|
| <i>Periodo</i> | <i>LGPENSA</i> | <i>LNUMPENSA</i> | <i>LCOTIZSA</i> | <i>LINFLA-MESA</i> | <i>Periodo</i> | <i>LGPENSA</i> | <i>LNUMPENSA</i> | <i>LGPUBSA</i> | <i>LINFLA-MESA</i> |
| 1 | 1.0078110 | 0.7243184 | 5.6282999 | 0.6153124 | 1 | -0.5006031 | -0.7283633 | 5.6578947 | -1.2390671 |
| 2 | -1.1247059 | 2.3929664 | -0.6123406 | 0.3198669 | 2 | 2.1287779 | -29.5719844 | -0.7006092 | -0.2931470 |
| 3 | -4.0996602 | -1.0648310 | -3.8715486 | 0.5359941 | 3 | 1.0488889 | 1.0092146 | -0.9080590 | -0.2591844 |
| 4 | -0.9680013 | -1.0154125 | -4.0955882 | 0.4542048 | 4 | 0.7765201 | 0.7736241 | -1.3330547 | -0.2942358 |
| 5 | -1.6683656 | -2.1178725 | -8.3639706 | 0.7229362 | 5 | 0.8052204 | 0.8761408 | -1.8705763 | -0.3578249 |
| 6 | -9.3246753 | 2.4215901 | 2.4766977 | 3.2929642 | 6 | 0.8712435 | 1.0868125 | -3.2083333 | -0.4908201 |
| 7 | 1.3071613 | 0.8490849 | 0.9588284 | -2.0187957 | 7 | 1.0614308 | 1.3674373 | -5.4255319 | -0.7724313 |
| 8 | 1.0148270 | 0.8238958 | 0.7068607 | -1.0782673 | 8 | 1.3053892 | 1.6273585 | 299.1967871 | -1.5406261 |
| 9 | 0.9318249 | 1.0173776 | 0.6661088 | -0.9631871 | 9 | 2.0858164 | 1.9918145 | 4.4186047 | -8.5077519 |
| 10 | 1.0453315 | 1.1256637 | 0.6864136 | -1.0572022 | 10 | 6.1264822 | 3.8080495 | 1.7560463 | 3.4424920 |

| <i>Response of LINFLAMESA:</i> | | | | |
|--------------------------------|----------------|------------------|----------------|-----------------|
| <i>Periodo</i> | <i>LGPENSA</i> | <i>LNUMPENSA</i> | <i>LGPUBSA</i> | <i>LCOTIZSA</i> |
| 1 | -0.6024096 | 5.3787879 | 0.6134969 | -1.2412587 |
| 2 | -2.7714286 | -4.4973545 | 0.8092486 | -1.5254237 |
| 3 | -3.6263736 | 4.6698113 | 0.5586907 | -1.4324693 |
| 4 | -2.7793696 | 3.5540070 | 0.8669202 | -1.5488722 |
| 5 | -7.8378378 | 3.7446809 | 0.7762557 | -5.6470588 |
| 6 | -8.1457663 | 2.5000000 | 0.9753788 | 4.4827586 |
| 7 | 5.7142857 | 1.3378685 | 0.9406495 | 1.5760870 |
| 8 | 2.0983607 | 0.8517350 | 1.0490463 | 1.0093897 |
| 9 | 1.2451362 | 0.6849315 | 1.0397554 | 0.7952468 |
| 10 | 0.9953344 | 0.6305310 | 1.1655405 | 0.6877470 |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Loría (2007) refiere, con relación al análisis de descomposición de la varianza, que este diagnóstico es un complemento muy importante del análisis impulso-respuesta, ya que permite medir, en diferentes horizontes de tiempo, el porcentaje de volatilidad que registra una variable por los choques de las demás e indican la proporción del efecto que tienen todas las perturbaciones de las variables en forma dinámica.

Los resultados del análisis de descomposición de la varianza se presentan a continuación:

- a) Todas las variables seleccionadas presentan un fuerte componente autorregresivo, sobresaliendo en primer lugar LCOTIZSA y LGPENSA, y en menor medida LNUMPENSA, en virtud de que la primera se sigue explicando, después de 30 trimestres, por ella misma en un 52.8%, la segunda en un 50.5%, en tanto la tercera se explica tan sólo por 30.5%. En lo que refiere a la variable LGPUBSA, esta se continua explicando al final del periodo en 43.2% mientras que LINFLAMEZA lo hace en 45.8%.
- b) En la ecuación planteada, sobresale que LNUMPENSA en sus propios rezagos pierde poder explicativo rápidamente pues de 94.3% en el periodo 1, pasa a 37.8% en el trimestre 15, le sigue LGPUBSA con 45.1%. No ocurre lo mismo con las demás variables, sobresaliendo LGPENSA pues resulta ser la variable de mayor peso en la ecuación original con 50.5% en el momento 30.
- c) Otro resultado de la ecuación planteada, muestra que la menor desviación estándar se presenta en LINFLAMESA (0.003399), seguida de LNUMPENSA (0.004766), LCOTIZSA (0.005275), LGPENSA (0.016943) y finalmente LGPUBSA (0.032836).
- d) La ecuación principal refleja que en el primer momento, la desviación estándar de LGPENSA es explicada en un 100% por ella misma, para llegado el periodo 30 continuar explicándose por ella misma en 50.5%. En este periodo, LCOTIZSA la explica en 17.8%, LINFLAMESA 12.6%, LGPUBSA 13.7% y LNUMPENSA únicamente la explica 5.5%, como se señala en el cuadro 9.

Posteriormente se llevó a cabo el mecanismo corrector de error a las variables seleccionadas y se introdujo el vector de cointegración eliminándose las variables menos significativas hasta llegar a las más significativas, los resultados se plantean en el cuadro 10.

La continuación del proceso llevo a realizar las pruebas de correcta especificación al mecanismo corrector de error, resultando estas muy significativas, pues la prueba de normalidad presentó un estadístico Jarque-Vera de 0.954165 con

Cuadro 9
Análisis de descomposición de la varianza

| Descomposición de la Varianza de LGPUBSA: | | | | | | |
|--|----------|------------|------------|-----------|-----------|------------|
| Periodo | S.E. | LGPUBSA | LNUNMPENSA | LGPUBSA | LCOTIZSA | LINFLAMESA |
| 1 | 0.016943 | 100.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 5 | 0.021881 | 75.639070 | 1.478958 | 14.674500 | 6.842724 | 13.64745 |
| 10 | 0.023191 | 68.331290 | 2.770693 | 14.851920 | 6.652766 | 5393332 |
| 15 | 0.024350 | 62.473490 | 3.517896 | 14.731620 | 10.684520 | 8592478 |
| 20 | 0.025483 | 57.734480 | 4.329646 | 14.194200 | 13.851230 | 9890438 |
| 25 | 0.026538 | 53.822150 | 4.964302 | 13.874020 | 16.091150 | 11248380 |
| 30 | 0.027531 | 50.497200 | 5.475458 | 13.658140 | 17.777170 | 12592030 |
| 49.502800 | | | | | | |
| Descomposición de la Varianza de LNUNMPENSA: | | | | | | |
| Periodo | S.E. | LGPUBSA | LNUNMPENSA | LGPUBSA | LCOTIZSA | LINFLAMESA |
| 1 | 0.004766 | 5.674055 | 94.325940 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 5 | 0.008162 | 17.540920 | 46.472330 | 1.727257 | 27.531750 | 6.727743 |
| 10 | 0.008875 | 15.989730 | 41.784370 | 3.242016 | 28.008790 | 10.975090 |
| 15 | 0.009522 | 14.605510 | 37.752510 | 4.436324 | 28.799740 | 14.405910 |
| 20 | 0.010143 | 13.763090 | 34.752380 | 5.039644 | 30.627500 | 15.817380 |
| 25 | 0.010720 | 13.099470 | 32.416720 | 5.569442 | 31.864570 | 17.049800 |
| 30 | 0.011259 | 12.534160 | 30.533500 | 6.040149 | 32.682940 | 18.209250 |
| 63.792440 | | | | | | |
| Descomposición de la Varianza de LGPUBSA: | | | | | | |
| Periodo | S.E. | LGPUBSA | LNUNMPENSA | LGPUBSA | LCOTIZSA | LINFLAMESA |
| 1 | 0.005275 | 9.878646 | 2.272632 | 1.231338 | 86.617380 | 0.000000 |
| 5 | 0.023127 | 7.349198 | 4.082343 | 7.968443 | 36.011610 | 24.588400 |
| 10 | 0.026847 | 8.690261 | 4.172913 | 7.041343 | 55.037250 | 25.058240 |
| 15 | 0.027691 | 8.347200 | 3.932960 | 7.680924 | 52.949380 | 27.089540 |
| 20 | 0.027864 | 8.299519 | 3.964303 | 7.712021 | 52.695390 | 27.328770 |
| 25 | 0.028043 | 8.356112 | 4.074227 | 7.629143 | 52.937940 | 27.002580 |
| 30 | 0.028146 | 8.345657 | 4.128819 | 7.668189 | 52.803180 | 27.054160 |
| 33.814200 | | | | | | |
| Response of LINFLAMESA: | | | | | | |
| Periodo | S.E. | LGPUBSA | LNUNMPENSA | LGPUBSA | LCOTIZSA | LINFLAMESA |
| 1 | 0.004399 | 6.980616 | 0.917872 | 8.562025 | 6.161643 | 77.377840 |
| 5 | 0.007751 | 2.800437 | 0.812850 | 17.097270 | 6.880301 | 72.409150 |
| 10 | 0.008976 | 3.073436 | 2.722780 | 15.780930 | 12.822800 | 65.600050 |
| 15 | 0.010127 | 4.828673 | 5.024103 | 13.188870 | 23.824670 | 53.163680 |
| 20 | 0.010936 | 5.169689 | 6.028646 | 12.930010 | 25.905710 | 49.965950 |
| 25 | 0.011670 | 5.274354 | 6.710342 | 12.819690 | 27.086930 | 48.108690 |
| 30 | 0.012373 | 5.511282 | 7.351094 | 12.478750 | 28.883310 | 45.775570 |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

un p-value de 0.619978, la prueba de autocorrelación serial de Breusch-Godfrey muestra un estadístico F de 0.8186 y una chi cuadrada de 0.7825; la prueba de heterocedasticidad de White sin términos cruzados refleja un valor en el estadístico F de 0.0927 con una Chi cuadrada de 0.1082, en tanto la prueba con términos cruzados no se pudo realizar debido al número de observaciones incluidas en la muestra. De igual manera el vector corrector de errores resultó con signo negativo, menor a uno y significativo estadísticamente.

Cuadro 10
Mecanismo corrector de error

| <i>Variables</i> | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-Statistic tic</i> | <i>Prob.</i> |
|--------------------|--------------------|-----------------------|------------------------|--------------|
| DLGPENSA (-1) | -0.685979 | 0.183639 | -3.735473 | 0.0009 |
| DLGPENSA (-2) | -0.352686 | 0.137899 | -2.557567 | 0.0165 |
| DLGPUBSA | 0.076605 | 0.076154 | 1.005913 | 0.3234 |
| DLCOTIZSA | -1.298026 | 0.381616 | -3.401393 | 0.0021 |
| DLCOTIZSA (-2) | 0.659847 | 0.308604 | -2.138168 | 0.0417 |
| DLINFLAMESA | -1.142865 | 0.604450 | -1.890752 | 0.0694 |
| DLINFLAMESA (-1) | -2.417958 | 0.724171 | -3.338933 | 0.0025 |
| V (-1) | -0.421755 | 0.140921 | -2.992852 | 0.0058 |
| C | 0.131803 | 0.019737 | 6.677938 | 0.0000 |
| DUMMI | 0.040684 | 0.010906 | 3.730247 | 0.0009 |
| R-squared | 0.793329 | Mean dependent var | | 0.019638 |
| Adjusted R-squared | 0.724438 | S.D. dependent var | | 0.027433 |
| S.E. of regression | 0.014401 | Akaike info criterion | | -5.417604 |
| Sum squared resid | 0.005599 | Schwarz criterion | | -4.982221 |
| Log likelihood | 110.225700 | Hannan-Quinn criter | | -5.264111 |
| F-statistic | 11.515810 | Durbin-Watson stat | | 2.016897 |
| Prob (F-statistic) | 0.000000 | | | |

Fuente: Elaboración propia con resultados de E-Views 7.

Conclusiones

Para la especificación del gasto de pensiones que se realiza en el IMSS se elaboró un modelo econométrico haciendo uso de la teoría de cointegración propuesta por Johansen, elaborando un vector autorregresivo con modelo corrector de error para el periodo de enero de 2003 a abril de 2012.

Se modeló el gasto de pensiones que se realiza en el IMSS, en función del número de pensionados, el gasto público del sector presupuestario, el número de cotizantes y de la tasa de inflación, realizando transformaciones logarítmicas y desestacionalizando las series. Los coeficientes resultantes representan elasticidades constantes, por lo que se puede desprender que un incremento de 1% en el gasto

en pensiones, será producto de un incremento en el número de pensionados del 2.1%, de una disminución del gasto público del sector presupuestario de 0.8%, de un decremento en el número de cotizantes de 0.2% y un aumento en la inflación de 1.5%. En términos cuantitativos, este incremento de 1% en el gasto de pensiones aproximadamente implicaría un importe de 91,000.0 mdp anuales, resultado de un incremento de 60,000 pensionados anuales, una disminución de 133,000 cotizantes y un descenso de 35,000.0 mdp en el gasto del sector público presupuestario. Para verificar cómo se comporta la solución encontrada, se realizó una simulación entre la variable observada (LGPENSSA) y la estimada (LGPENSSA-BASELINE), apreciándose un buen ajuste entre ellas.

Con la realización de las pruebas de cointegración se demostró la existencia de al menos una relación de equilibrio estable en el largo plazo, eliminándose la posibilidad de una relación espuria, argumento que se vio reforzado con la simulación practicada previamente.

Se encontró que el número máximo de rezagos que se le puede aplicar a la muestra considerada es de dos, lo cual es un reflejo de la realidad pues cuando una persona adquiere la calidad de jubilado o pensionado tarda para realizar su primer cobro hasta un trimestre, motivo que genera el reflejo de este gasto ejercido en el trimestre posterior.

Al vector resultante V^3 se le aplicaron todas las pruebas de correcta especificación (normalidad, autocorrelación, heteroscedasticidad con y sin términos cruzados, linealidad en parámetros, CUSUM y CUSUM²), haciéndose uso de la variable DUMMY1 para corregir un dato anómalo presentado en el gasto de pensiones.

Se aseguró que los residuos generados fueran estacionarios, realizando las pruebas de raíz unitaria sugeridas por la literatura, como lo son la Dickey-Fuller Aumentada (DFA), la Phillips-Perron (P-P) y la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) a un nivel de significancia del 95%, encontrándose que cada uno de ellos son estacionarios.

El análisis de impulso-respuesta sugiere que en general sólo algunas respuestas son significativas y positivas comparadas en relación a las no significativas. Los resultados del análisis de descomposición de la varianza reflejan que todas las variables seleccionadas presentan un fuerte componente autorregresivo.

Subsiguientemente se procedió a realizar el mecanismo corrector de error, en base a las ecuaciones de cointegración, plateando un VAR en diferencias, incor-

³ $V = \text{LGPENSA} - 2.147325 * \text{LNUMPENSA} + 0.825863 * \text{LG PUBSA} + 0.164766 * \text{LCOTIZSA} - 1.546146 * \text{LINFLAMESA} + 15.49663.$

porando una variable Dummy que capturó de manera significativa la inconsistencia en la información proporcionada por el IMSS.

El gasto de pensiones que se realiza en el IMSS se incrementaría en el largo plazo debido a la existencia de un proceso multifactorial convergente como lo son los bajos niveles salariales que predominan en el país, las bajas tasas de crecimiento económico observadas durante el periodo 1997-2012, el desplazamiento del empleo formal por el informal,

El hecho que se destine un mayor porcentaje del gasto público al pago de pensiones, no ha permitido una mayor canalización de recurso públicos a inversión productiva que pudiera incrementar las tasas de crecimiento del producto dado el efecto de arrastre que genera este tipo de inversiones.

Finalmente, en lo futuro se deberá realizar un análisis introspectivo y prospectivo sobre el número de personas que optarán por la jubilación en base al sistema derogado, sobre los montos que se erogarán, y sobre las condiciones de viabilidad, pues la situación actual sugiere que para la gran mayoría de personas que opten por esta forma de retiro en el futuro, los recursos deberán provenir de fondos públicos pues en el sistema de cuentas individuales los que acumulen no serán suficientes para comprar su pensión.

Referencias bibliográficas

- Andrews, Emily S. (2006). *Reforma y reestructuración de los sistemas de pensiones: evaluación de la asistencia prestada por el Banco Mundial*. Washington, Banco Mundial, D.C.
- Amieva – Huerta, Juan. (2004). *Finanzas públicas en México*. México, Porrúa–INAP.
- Banco Mundial. (1994). *Envejecimiento sin crisis. Políticas para la protección de los ancianos y la promoción del crecimiento*. Washington, D.C, World Bank.
- Bonilla García, Alejandro y Alfredo Comte-Grand. (2001). “*Las reformas de los regímenes de pensiones en América Latina: crónicas y reflexiones*”, en Bonilla García, Alejandro y Alfredo Comte-Grand (comps). *Pensiones en América Latina. Dos décadas de reformas*. Lima, OIT.
- Barr, Nicholas. (2002). “*Reforming pensions: Myths, truths, and policy choices*”, en *International Social Security Review*, USA, vol. 55, num. 2/2002.
- Barr, Nicholas y Peter Diamond. (2009). “*Reforming pensions: Principles, analytical errors and policy directions*”, en *International Social Security Review*, USA, vol. 62, 2/2009.

- Brachet, Márquez Viviane. (2007). *Salud pública y regímenes de pensiones en la era neoliberal. Argentina, Brasil, Chile y México 1980 – 2000*. México, El Colegio de México.
- Brufman, Juana Z y Heriberto L. Urbisaia. (1999). *Implicancias macroeconómicas del sistema integrado de jubilaciones y pensiones*. Buenos Aires, ediciones Macchi.
- Chávez Presa, Jorge A. (2004). *Para recobrar la confianza en el gobierno*. Fondo de Cultura Económica, México.
- Corbo, Vittorio y Klaus Schmith Hebbel (2003). *Efectos macroeconómicos de la reforma de pensiones en Chile*. Santiago de Chile, Federación Internacional de Administradoras de Fondos de Pensiones.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). “Cointegration and error correction. Representation, estimation and testing”, en *Econometrica*, USA, 55, 251-276.
- Harvey S. (2008). *Hacienda pública*. Madrid, Mc Graw – Hill.
- Hendry, David (1980). “Econometrics, alchemy o science?”, en *Economica*, USA, vol. 47, no. 188, 387-406.
- Hendry, David and Katarina Juselius (1999). “Explaining cointegration. Analysis: part I”, en *Energy journal*, USA, 21, 1-42.
- Johansen, S. (1988). “Statistical analysis of cointegrated vectors”, en *Journal of Economic Dynamics and control*, USA, 12, 231 – 24.
- (1991). “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors Gaussian vector autoregressive models”, en *Econometrica*, USA, 59, 1551-1580.
- Johansen, S y Katarine Juselius (1990). “Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for the UK”, en *Journal of Econometrics*, USA, 53(1-3) 1992, pp. 211-244.
- Juseluis, Katarine. (2007). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. New York, Oxford University Press.
- Loría Díaz de Guzmán, Eduardo. (2007). *Econometría con aplicaciones*. México, Pearson Prentice Hall.
- Mesa-Lago, Carmelo (2005). “Estructura administrativa de los sistemas de jubilaciones y pensiones en América Latina: coexistencia de sistemas e instituciones múltiples”, en Ruezga, Antonio (comp). *El nuevo derecho de las pensiones en América Latina*. México, UNAM-CIESS.
- Modigliani, Franco and Arun Muralindhar. (2004). *Rethinking pension reform*. United Kingdom, Cambridge University Press.
- Murray, P. Michael (1994). “A drunker and her dog: an illustration of cointegration and error correction”, en *The American Statistician*, USA, 48, 1, 37-39.

- Pérez López, César. (2007). *Econometría avanzada. Técnicas y herramientas*. Madrid, Pearson Prentice Hall.
- Sims, C. A. (1980). “*Macroeconomics and reality*”, en *Econométrica*, USA, 48(1), 1-48.
- Stiglitz, Joseph E. (2000). *La economía del sector público*. España, Antoni Bosch.
- Valdés – Prieto, Salvador. (1997). *The economic of pensions. Principles, policies and international experience*. United Kingdom, Cambridge University Press.
- Varian, Hal R (1994). “*How to build an economic model in your spare time*”, en *Passion and Craft: Economists at work*, edited by Michael Szenberg, USA, University of Michigan Press.
- Vásquez Colmenares, Pedro. (2012). *Pensiones en México. La próxima crisis*. México, Siglo XXI editores.