# La relación de los ingresos y gastos en el nivel subnacional en México: 1989-2014

Eduardo Ramírez Cedillo\* y Francisco López-Herrera\*\*

#### RESUMEN

El presente documento analiza la relación entre los ingresos y gastos de los gobiernos subnacionales en México, con la intención de comprobar si existe un vínculo de largo plazo entre ellos y el tipo de causalidad que presentan dichas variables en el conjunto de las entidades federativas mexicanas. Mediante la utilización de un modelo vectorial con corrección al equilibrio para datos en panel (panel-VECM), se aporta evidencia en dos sentidos: el ajuste de los ingresos y gastos a la relación de largo plazo, y la presencia de una relación de bidireccionalidad; el comportamiento de las series es consistente en su conjunto con la hipótesis de sincronización fiscal. Adicionalmente se analizan las respuestas de las dos variables a los choques que pueden ocurrir en ambas.

**Palabras clave:** ingreso público, gasto público, sincronización fiscal, federalismo fiscal.

Clasificación JEL: H61, H77, H79.

 <sup>\*</sup> Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, México. Correo electrónico: ramceed@prodigv.net.mx

<sup>\*\*</sup> División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, México. Correo electrónico: francisco lopez herrera@yahoo.com.mx

#### **ABSTRACT**

# The relationship between income and revenue at the subnational level in Mexico: 1989-2014

This paper analyzes the relationship of the income and the expenditure at the level of the subnational Governments in Mexico, with the intention of checking if there is a long-term relationship between them and the type of causality showed by these variables into the set of Mexican states. By utilizing a vector model with correction to the equilibrium for data panel (panel-VECM), evidence is provided in two ways: the adjustment of revenues and expenses to a long-term relationship and the presence of a bidirectional relationship, being consistent this behavior of the series as a whole with the hypothesis of fiscal sincronization. Further analysis is made on the responses of the two variables to the shocks that can occur in both variables.

**Keywords:** public revenues, public expenses, fiscal sincronization, fiscal federalism

JEL Classification: H61, H77, H79

### INTRODUCCIÓN

A inicios de los años setenta del siglo XX, con el cambio de paradigma económico, se comenzó a replantear la magnitud del gasto público principalmente en países desarrollados y en aquellos casos en los cuales el gasto implicaba una situación de desequilibrios presupuestales; se exploraron diferentes políticas encaminadas a nivelar las finanzas públicas, mismas que encontraban su sustento en la teoría fiscal.

Una situación que parecería sencilla, como incrementar los impuestos o reducir los gastos, encuentra su complejidad ante hechos como:

a. Un saldo fiscal deficitario que trata de ser ajustado con un incremento de la tributación, que da como resultado una cantidad mayor de gasto público, como lo manifiesta Friedman (1978), o bien, una reducción de la tributación que se deriva en un aumento del gasto público, como es expresado por Buchanan y Wagner (1978). En los dos casos se estaría bajo la presencia de la hipótesis del ingreso-gasto.

- b. Cuando los gastos tienen cierta autonomía es posible que se incrementen mediante la contratación de deuda; el problema, según Barro (1974), consiste en un incremento futuro de los impuestos. Peacock y Wiseman (1979) suponen que los incrementos temporales de gasto público realizados ante una coyuntura económica tienen una alta probabilidad de volverse permanentes, lo que implica un incremento de los ingresos tributarios futuros. La causalidad en este par de argumentos es coincidente con la hipótesis gasto-ingreso.¹
- c. Musgrave (1966), siguiendo la teoría del principio del beneficio de los impuestos, establece una vinculación entre los ingresos y gastos públicos que conlleva el desarrollo paralelo de una teoría para la asignación del gasto y la recaudación de ingresos. A esta vinculación se le conoce como la hipótesis de la sincronización fiscal.

En los incisos anteriores se ha comentado la existencia de una explicación a la posible relación de unidireccionalidad o bidireccionalidad de las variables, pero también es viable suponer la independencia de los flujos financieros públicos, tal como lo expone Wildavsky (1988), quien menciona que, dada la complejidad del proceso presupuestal y la independencia en las estructuras orgánico-jurídicas encargadas de la autorización del presupuesto, es posible pensar que no existe causalidad entre el gasto y el ingreso público, situación conocida como la hipótesis de la independencia presupuestal.

Teniendo en cuenta lo anterior, es importante conocer la vinculación del gasto e ingreso para ofrecer una alternativa de política fiscal efectiva en la búsqueda del equilibrio fiscal, si es el resultado que se desea.

Derivado de la crisis mundial de 2008, en diferentes partes del mundo se comenzaron a utilizar nuevamente cuenta políticas fiscales expansivas vinculadas al gasto deficitario; en algunos casos el regreso a la disciplina presupuestal se dio después de poco tiempo, mientras que en otros el equilibrio no se ha dado. Tal es el caso de México, país

Otro argumento que podría encuadrarse en la hipótesis de gasto-ingreso es el elaborado por Wagner (1958), ampliamente conocido como la Ley de Wagner, que establece el crecimiento del gasto público en función del de la actividad económica.

que hasta antes de ese suceso había mantenido un saldo fiscal relativamente saneado en lo concerniente al gobierno central, pero con algunos problemas en los gobiernos subcentrales.

En un país con una estructura federalista, el equilibrio monetario depende del manejo de la política fiscal en los diferentes niveles de gobierno. El endeudamiento excesivo para realizar gasto deficitario por cualquiera de los gobiernos subcentrales puede generar inestabilidad de la moneda nacional, por lo cual es necesario establecer reglas y acuerdos que impriman restricciones sobre el incremento del gasto público subnacional. La relación de los flujos a este nivel dependerá del grado de centralización o descentralización de las finanzas públicas y de llevar a diferentes escenarios en ese nivel de gobierno (Ramírez, 2012).

La importancia de realizar un análisis sobre dicho nivel de gobierno está en la poca investigación al respecto, en comparación con lo realizado para los gobiernos centrales; además de contar con una mayor cantidad de observaciones, lo que hace más robustos los resultados. De forma adicional, el federalismo fiscal mexicano ha configurado un escenario de dependencia de las entidades federativas por los ingresos del gobierno central, lo que en un futuro cercano podría generar vulnerabilidad de las finanzas públicas en todos los niveles de gobierno.

Motivado por lo anterior, el presente documento pretende realizar un análisis de la relación que guardan los flujos de ingreso y gasto en los gobiernos subcentrales con la finalidad de aportar evidencia que muestre si existe una relación de largo plazo entre dichos flujos e identificar la direccionalidad de la relación que tienen en su conjunto. A partir de ese análisis se logrará inferir algunas implicaciones que podrían derivarse para el presupuesto federal y de las entidades federativas.

Para lograr su objetivo, este documento se integra por cuatro apartados se describen los resultados más relevantes alcanzados por la investigación previa llevada a cabo en diferentes países, en relación con el tópico de interés de este trabajo; en el siguiente se describen aspectos importantes del contexto de las relaciones fiscales de la federación con las entidades federativas mexicanas. En el apartado tres se presentan los aspectos más destacados de la metodología que se utiliza en el modelado econométrico para el análisis, cuyos resultados y discusión se muestran en la sección cuatro. Finalmente se presenta una sección de conclusiones

#### 1. REVISIÓN DE EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

Como se mencionó en la introducción, existen diferentes explicaciones teóricas sobre la causalidad de los ingresos y gastos públicos, mismas que pueden agregarse en cuatro hipótesis genéricas: ingreso-gasto, gasto-ingreso, sincronización fiscal e independencia. En la primera se piensa que los gastos se mueven incididos por los ingresos; en la segunda se establece que las ganancias están en función del gasto; en la tercera se da una relación bidireccional y, por último, la ausencia de relación.

Diversos estudios empíricos han aportado evidencia sobre la hipótesis de ingreso-gasto; tal es el caso de Darrat (1998) quien, utilizando la causalidad de Granger y el modelo de cointegración de Johansen, encuentra una relación unidireccional con signo negativo tal y como lo teorizaron Buchanan y Wagner (1978); propone, además, que la mejor medida para avanzar en la solución del déficit sería el incremento de la tributación a través del aumento en las tasas impositivas. Chang y Hong Ho (2002), empleando un VECM para Taiwan, llegan a una conclusión similar en el ámbito de la causalidad, pero no en el signo, por lo que su descubrimiento va más encaminado a la matización realizada por Friedman (1978), lo que los lleva a suponer que la mejor medida de política consiste en actuar sobre el recorte del gasto. Por su parte, Aregbeyen y Mohammed (2012), usando un ARDL para estudiar los flujos en Nigeria, también avalan la hipótesis y concluyen que los ingresos petroleros de esa nación pueden jugar en ese sentido.

Un estudio empírico que ha servido de referencia para muchos otros, es el realizado por Anderson *et al.* (1986), quienes a partir del análisis de los gastos e ingresos públicos de la economía estadounidense para el periodo de 1946 a 1983, encuentran evidencia a favor de la hipótesis gasto-ingreso. Los autores utilizan como variables de control el PIB y la inflación, y proponen como medida la disminución del gasto como una acción encaminada a reducir el déficit. Para Finlandia, en el periodo 1960 a 1997, Almasri y Shuku (2003) aportan evidencia en el mismo sentido que Anderson *et al.* (1986); denotan que en función de la frecuencia de los datos se pueden tener resultados distintos,² por lo que

Los autores realizan sus estimaciones con datos mensuales y trimestrales que los llevan a contradicciones en sus resultados.

deciden utilizar el modelo *Wavelets analysis* para evitar esa disyuntiva; mencionan que su resultado puede tener como explicación los planes de la integración con la Unión Monetaria Europea. Parida (2012), mediante un VECM, comprueba la hipótesis para la India y concluye que los desequilibrios fiscales pueden ser controlados mediante las restricciones al gasto y el incremento de la productividad.

La sincronización fiscal que implicaría la determinación conjunta de ingresos y gastos es probada para Malasia en un estudio de Abdul et al. (2000) para el periodo 1960-1997, a partir de la metodología propuesta por Toda-Yamamoto, que pone énfasis en la determinación de los rezagos y el rango de integración del VECM; de acuerdo con sus resultados, se establece la existencia de una relación bidireccional entre los gastos e ingresos, por lo que interpretan sus resultados suponiendo que el gobierno, a la hora de tomar una decisión sobre el nivel apropiado de ingreso y gasto, compara el beneficio y costo marginal que se tendría por cualquier desequilibrio del presupuesto. Por su parte, Elyasi y Rahimi (2012), en el análisis del caso de Irán mediante un CECM, validan también la sincronización fiscal, por lo cual el país debería de actuar de forma conjunta tanto en los gastos como en los ingresos, a fin de solventar su déficit fiscal. A decir de los autores, un elemento que complica las medidas fiscales propuestas consiste en la fuerte incidencia que tienen los ingresos petroleros sobre los ganancias totales.

La hipótesis de la independencia entre gastos e ingresos fue estudiada en el trabajo de Baghestani y McNown (1994), quienes, usando un ECM para Estados Unidos durante el periodo 1955 a 1989, llegaron a la conclusión de que el vínculo entre esos dos elementos se da a través del producto nacional neto; sus resultados dejan ver la existencia de una separación institucional entre las acciones de asignación y tributación del gobierno.

En todas las investigaciones comentadas en párrafos anteriores los resultados son para datos nacionales (central); en el manejo de recursos públicos para todo un país. En el caso de naciones que se estructuran mediante una federación, la relación que guardan sus flujos a nivel nacional puede ser diferente a la que presenten los gobiernos subnacionales, lo que de cierta forma sería entendible y hasta deseable, presupuestalmente hablando.

A nivel nacional, un país tiene el control de la política fiscal y monetaria, y con ellas puede realizar estrategias de estabilización económica dirigidas a las variaciones en la actividad económica, en las tasas de desempleo y el nivel de precios; a decir de Ramírez (2012):

La interrelación de la política fiscal y monetaria, como medios de estabilización, pone de manifiesto la incapacidad de los gobiernos subcentrales para llevar a cabo esta función. La alta centralización de la emisión monetaria tiene por objeto evitar que los gobiernos locales tengan el incentivo de monetizar su gasto en lugar de soportar los gastos políticos que implica el imponer contribuciones. La limitación de ampliar su gasto más allá de sus ingresos imposibilita a los gobiernos subcentrales tener capacidad de estabilización.

Por lo anterior es posible pensar que mientras a nivel central la relación del ingreso y gasto podría validar alguna de las cuatro hipótesis mencionadas, en los otros grados de gobierno no tendría por qué necesariamente ser igual; de hecho, Ram (1988) aporta evidencia sobre la vinculación federal y la local; en el primer caso la causalidad va de los ingresos al gasto, mientras que en el segundo va del gasto al ingreso.

Vulentin (2003) realiza una investigación para 23 provincias argentinas de 1970 a 1995, con excepción de Buenos Aires, donde el periodo se amplía hasta 1997. El autor toma dos caminos para el análisis: si las series cointegran, se procede a la realización de un análisis de exogeneidad, de no ser así, se analiza la existencia de relaciones causales en el sentido de Granger. En ocho de las 23 provincias se detectaron relaciones de largo plazo; dos de ellas aportan evidencia en el cumplimiento de la hipótesis gasto-ingreso; tres soportan la hipótesis ingresogasto, y tres, la sincronización fiscal. En el resto de las provincias se aporta evidencia para las cuatro hipótesis: en seis provincias la relación no existe; en una se verifica la hipótesis gasto-ingreso; en otras seis los resultados avalan la hipótesis contraria, y en dos de las provincias se ofrece evidencia relacionada con la sincronización fiscal. Dada la diversidad de los resultados, el autor comenta que las estrategias para lograr la sostenibilidad fiscal son variadas.

En un trabajo realizado para 50 estados de la Unión Americana, mediante la técnica de datos panel y datos anuales de 1963 a 1997, Mahdavi y Westerlund (2008) ofrecen evidencia acerca de una relación unidireccional en el sentido ingreso-gasto, relación de largo plazo que se mantiene también en la dinámica de corto plazo. Los autores comentan que una implicación relevante de su trabajo consiste en esta-

blecer que el tamaño de los estados no está dado por las demandas de gasto, sino por la oferta de recursos, los cuales, en una mayoría de casos tanto para gobiernos subnacionales como locales, están sujetos a restricciones presupuestales en términos constitucionales o legislativos, que tienen la finalidad de limitar los déficits.

#### 2. ANÁLISIS DEL CONTEXTO NACIONAL

En México, el sistema federal ha tenido ciertos cambios a lo largo de su historia; uno de los más relevantes en materia fiscal es la instauración del sistema de coordinación fiscal que entra en operaciones en 1980. Con esa disposición de carácter jurídica inicia una decidida concentración de los ingresos tributarios, se genera un sistema de participaciones a los gobiernos subnacionales y locales, y, a mediados de la década de los noventa del siglo pasado, comienza un proceso de descentralización del gasto, cuyo momento más álgido aparece en 1998 con la creación del ramo 33, denominado aportaciones a entidades federativas.

Con la descentralización del gasto también se empezaron a tomar medidas con relación a la transparencia, la eficiencia y mayores potestades sobre las acciones de gasto de gobiernos por parte de los subnacionales y locales, lo que impactó las magnitudes de deuda de esos niveles de gobierno, que se vio incentivado por la posibilidad de bursatilizar su deuda desde julio de 2001.

La probabilidad de aumentar el gasto público de los gobiernos subnacionales, mediante gasto deficitario recurrente, incide en la estabilidad de precios en la economía y amplía la fragilidad de las finanzas públicas a nivel nacional, por lo cual es deseable que mantengan sus presupuestos equilibrados, dejando margen para desequilibrios de mediano plazo en lo concerniente al gasto de capital, con la debida autorización y visto bueno de la federación.

De acuerdo con la composición de ingresos de las entidades federativas, éstos se podrían clasificar en dos grandes grupos: los propios y los federalizados. El primer grupo está integrado por los impuestos locales, las cuotas y aportaciones para seguridad social, contribuciones de mejoras, derechos, productos y aprovechamientos. Los recursos federalizados son resultado de la Ley de Coordinación Fiscal y corresponden a dos tipos de recursos: las participaciones y las aportaciones.

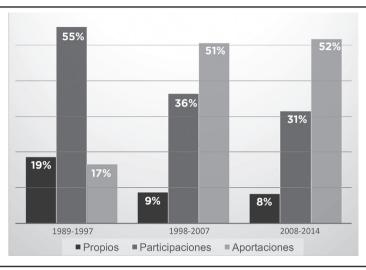
Las participaciones, que tienen su origen en la Ley de Coordinación Fiscal (LCF) publicada en el *Diario Oficial de la Federación* el 27 de diciembre de 1978, se refieren a la intervención de las entidades federativas sobre la recaudación total. A lo largo del tiempo, los porcentajes de la base participable han cambiado; comenzó con 13% y hoy es de 20%; asimismo, la base sobre la que se determina el porcentaje ha sido modificada, se agregó a la totalidad de los ingresos por concepto de impuestos los obtenidos por la actividad petrolera. Otro aspecto que se ha modificado en diferentes reformas a los artículos 2 y 3 de la LCF es el mecanismo de reparto empleado en la distribución de los fondos.

Las aportaciones de manera amplia surgen con la adición del capítulo V a la LCF en diciembre de 1997. En el artículo 25 se establecían cinco fondos destinados a la educación básica y normal, servicios de salud, infraestructura social, fortalecimiento de los municipios y Distrito Federal, así como aportaciones múltiples. Con esta medida se daba inicio a la descentralización del gasto, no de forma plena, ya que los recursos destinados a dichos fondos se consideran como etiquetados, es decir, transferencias de recursos condicionados.

En diciembre de 1998 se modifica el artículo 25 de la LCF y se hace explícito el condicionamiento de las aportaciones "condicionando su gasto a la consecución y cumplimiento de los objetivos que para cada tipo de aportación establece esta ley". Asimismo, se adicionaron dos fondos relativos a la educación tecnológica y de adultos, además de seguridad pública de los estados y el Distrito Federal. En diciembre de 2006 se añadió al artículo 25 de la LCF un fondo de aportación relativo al fortalecimiento de las entidades federativas.

En la Gráfica 1 se puede apreciar la forma en que ha cambiado la integración de los ingresos de las 31 entidades federativas y el Distrito Federal; en primera instancia es notable la trayectoria a la baja que presentan los ingresos propios y, por otro lado, la ampliación de los ingresos relativos a las aportaciones federales. Dado el carácter restrictivo de las aportaciones, al ser condicionadas, el margen de maniobra de los gobiernos subnacionales en promedio en el último periodo (2008-2014) no va más allá de 40% de la totalidad de sus ingresos.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> En adelante, cuando nos refiramos a entidades federativas se estará considerando al Distrito Federal.



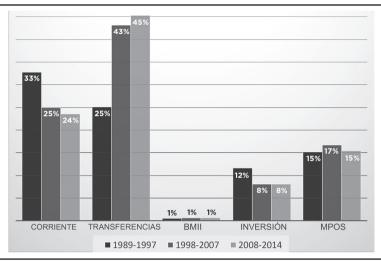
Gráfica 1 Ingresos promedio de las entidades federativas

Fuente: elaboración propia con datos del INEGI.

En relación con el gasto, las entidades federativas presentan flujos de salida condicionados por la LCF, donde se establece de forma estricta que deberán destinar una cierta cuantía de sus ingresos por concepto de participaciones a los municipios (gobierno de carácter local).<sup>4</sup> Una parte importante del presupuesto de dichas entidades se emplea en gasto corriente y corresponde a servicios personales, materiales y suministros, y servicios generales. Por otra parte, realizan inversión pública y compra de bienes muebles, inmuebles e intangibles (BMII), además de transferencias, asignaciones, subsidios y otras ayudas.

En la Gráfica 2 se muestra la forma como se agrupan tales gastos en todas las entidades federativas; destacan tres hechos: el incremento en el rubro de transferencias, la reducción en los gastos corrientes y la estabilidad de los recursos destinados a los municipios.

En 1978 se estableció en el artículo 6 de la LCF que las participaciones federales que recibirían los municipios nunca serían inferiores a 20% de las estatales, siendo las legislaturas locales las encargadas de establecer su distribución entre los municipios. En la actualidad, el artículo 6 mantiene el porcentaje y se le han adicionado acotaciones para el mejor cumplimiento de la asignación de los recursos que canaliza la federación.



Gráfica 2
GASTOS PROMEDIOS DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS

Fuente: elaboración propia con datos del INEGI.

Los datos agregados deben tomarse con cierto cuidado, ya que el manejo de las finanzas públicas en cada entidad federativa tiene sus particularidades. En el apéndice de esta investigación se presenta el saldo fiscal per cápita para cada entidad federativa y se aprecia cierta heterogeneidad, en la cual se pueden resumir dos comportamientos: por un lado, algunas entidades de estudio se han mantenido durante todo el periodo con un saldo superavitario; por el otro, ciertas entidades han alternado su manejo fiscal entre pequeños déficit y superávits.

Un aspecto que debe llamar la atención es el bajo potencial de las entidades federativas para generar ingresos propios y su polarización, ya que, mientras durante el periodo de estudio Oaxaca tuvo ingresos propios equivalentes a 3.3% de la totalidad de sus ingresos, Nuevo León registraba 33.1% y la mitad de las entidades se encontraban en un rango de 8 a 13%. Los datos anteriores están enmarcados en una tendencia a la baja, como se observó en la Gráfica 1.

# 3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Como lo plantea Baltagi (2005), en forma similar al desarrollo de la econometría de series de tiempo, el análisis de datos organizados en formato de paneles se ha dirigido también a incluir las consideraciones relacionadas con la no estacionariedad de los datos ordenados en la dimensión temporal, las regresiones espurias consecuencia de la ausencia de estacionariedad y, como corolario, la existencia de cointegración. Se ha observado la proliferación de pruebas de no estacionariedad que buscan aprovechar la mayor potencia que permiten los datos de panel, dada la ventaja de contar con un número mayor de observaciones en comparación con el análisis convencionalmente utilizado en el estudio econométrico de series de tiempo.

El punto de partida para llevar a cabo una prueba de raíz unitaria para datos de panel consiste en plantear que en la especificación del modelo autorregresivo de orden uno

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it}$$
(1)

donde  $y_{it}$  es la variable que se requiere saber si es estacionaria;  $z'_{it}$  contiene los términos deterministas, como medias y/o tendencias específicas para cada panel, en tanto que  $\varepsilon_{it}$  es un término aleatorio de perturbación o error; i = 1, ..., N es el indicador del panel y t = 1, ..., T hace referencia al tiempo. Para efectuar la prueba de raíz unitaria se plantean las hipótesis:

$$H_0: \rho_i = 1$$
  
 $H_a: \rho_i < 1.$ 

De acuerdo con la prueba de raíz unitaria que se decida utilizar en el análisis, la hipótesis alternativa puede mantenerse para una i, una fracción del conjunto total de todas las i o para todas las i.

Siguiendo el enfoque propuesto por Fisher (1932), tanto Maddala y Wu (1999) como Choi (2001) plantean que la hipotesis nula de no estacionariedad en todos los N miembros del panel puede someterse a prueba combinando los valores de la probabilidad marginal, obtenidos al efectuar las pruebas de Dickey-Fuller o de Phillips-Perron, en forma individual para cada una de las secciones cruzadas en el panel, denominándose pruebas de tipo Fisher por razones obvias (Fisher-ADF o Fisher-PP, según sea la prueba en que se basen para estimar los valores de la probabilidad). Si se permite que  $p_i$  sea el valor de la probabi-

lidad de la prueba de raiz unitaria para el *i*-ésimo miembro de un panel de datos, de acuerdo con la hipotesis nula de existencia de una raíz unitaria, entonces:

$$-2\sum_{i=1}^{N}\ln p_{i} \quad \chi_{2N}^{2}, \tag{2}$$

Choi (2001) demuestra que

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N} \Phi^{-1}(p_i) \quad N(0,1),$$
(3)

donde F<sup>-1</sup> es la inversa de la función de distribución normal estándar acumulada, por lo que a (3) se le conoce como la prueba de la normal inversa. Es conveniente destacar que en el caso de esta prueba, la hipotesis alternativa es que al menos alguna de las series miembro del panel es estacionaria. Es decir, al utilizar esta prueba se puede optar por aceptar algún grado de heterogeneidad, permitiendo incluso que algunas de las series, pero no todas, tengan, en lo individual, raíces unitarias bajo la hipótesis alternativa.

Para llevar a cabo una prueba de cointegración para datos ordenados en paneles, Pedroni (1999 y 2004) plantea la especificación de una regresión hipotéticamente cointegrante

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{ki} x_{kit} + \varepsilon_{it}. \tag{4}$$

Como puede verse, el enfoque propuesto por Pedroni para el análisis de cointegración permite considerar un alto grado de heterogeneidad, a largo y corto plazo, dado que los efectos fijos y las dinámicas pueden diferir entre los miembros del panel, toda vez que el modelo especificado para la prueba permite variación en los interceptos,  $\alpha_i$ , y las elasticidades,  $\beta_i$ .

Pedroni propone siete estadísticos útiles para llevar a cabo la prueba de cointegración, en todos los casos la hipótesis nula o de no cointegración está dada por:

$$H_0: \rho = 1.$$

Pedroni clasifica los estadísticos sugeridos en dos categorías: una formada por cuatro estadísticos (dimensión intragrupos, within o cointegración de panel) correspondientes al caso de homogeneidad, por lo que tienen la hipótesis alternativa  $(\rho_i = \rho) < 1$ ; la segunda categoría corresponde al caso de heterogeneidad integrada por tres estadísticos (dimensión entre grupos, between o cointegración de medias de grupo), cuya hipótesis alternativa es  $\rho_i$  < 1 para toda i. Los estadísticos de la primera categoría son un prueba no paramétrica de razón de varianza; una segunda prueba no paramétrica es similar a la rho de Phillips y Perron; la tercera, también no paramétrica, es análoga a la t de Phillips y Perron, en tanto que la cuarta prueba es de tipo paramétrico y similar a la aumentada de Dickey y Fuller. Las pruebas de la segunda categoría son análogas a las tres últimas de la primera categoría, que se basan en los promedios de las estimaciones individuales de  $\rho_i$  para cada miembro del panel. De acuerdo con Pedroni (1999, 2004), los siete estadísticos estandarizados siguen una distribución normal estándar.

Pedroni (1999) propone el procedimiento a seguir, empezando con la estimación de (4), incluyendo en la especificación todo término determinista que sea relevante para obtener los residuos de la hipotética regresión cointegrante. Después se estima la regresión de las primeras diferencias de las series originales

$$\Delta y_{it} = b_{1i} \Delta x_{1i,t} + b_{2i} \Delta x_{2i,t} + \dots + b_{ki} \Delta x_{ki,t} + \eta_{it}.$$
 (5)

A continuación se debe proceder a estimar  $\hat{L}_{11i}^2 = \hat{\Omega}_{11i} - \hat{\Omega}_{21i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i}'$  donde  $\hat{\Omega}_i$  es un estimador consistente de  $\Omega_i$ , la matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo de  $\hat{\eta}_{ii}$ .

Con base en los residuos obtenidos en la estimación de (4), estimar

$$\hat{\mathcal{E}}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{\mathcal{E}}_{i,t-1} + \hat{u}_{it} \tag{6}$$

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{k-1}^{K_i} \hat{\gamma}_{ik} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-k} + \hat{\xi}_{it}$$

Estimando  $\hat{\sigma}_{i}^{2}$ , la varianza de largo plazo de  $\hat{u}_{it}$ , se obtiene  $\sigma_{NT}^{2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_{i}^{2}$  y  $\hat{\lambda}_{i} = \frac{1}{2} \left( \hat{\sigma}_{i}^{2} - \hat{s}_{i}^{2} \right)$ , donde  $\hat{s}_{i}^{2} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_{it}^{2}$ . Por otra parte, se debe estimar  $\hat{s}_{i}^{*2} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{\xi}_{it}^{2}$  y  $s_{NT}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{s}_{i}^{2}$ .

Con base en las magnitudes definidas en los pasos previos, se obtienen los diferentes estadísticos (cuatro *within* o de panel y tres *between* o de grupos):

1) Prueba de razón de varianza (Panel-v):

$$Z_{\hat{v}NT} \equiv \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1}$$

2) Prueba de rho (Panel-ρ):

$$Z_{\hat{\rho}NT^{-1}} \equiv \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2}\right)^{-1} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_{i}\right)$$

3) Panel-t (no paramétrico):

$$Z_{tNT} \equiv \left(\hat{\sigma}_{NT}^{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2}\right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_{i}\right)$$

4) Panel-t (paramétrico):

$$Z_{tNT}^* = \left(\hat{s}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\xi}_{i,t-1}^2\right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{\xi}_{i,t-1} \Delta \hat{\xi}_{it}\right)$$

5) Prueba de rho (Group-ρ):

$$Z_{\hat{\rho}NT^{-1}} \equiv \sum_{i=1}^{N} \left( \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left( \hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_{i} \right)$$

6) Group-t (no paramétrico):

$$\hat{Z}_{tNT} \equiv \sum_{i=1}^{N} \left( \hat{\sigma}_{i}^{2} \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^{2} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^{T} \left( \hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\lambda}_{i} \right)$$

7) Group-t (paramétrico):

$$\hat{Z}_{tNT}^* \equiv \sum_{i=1}^{N} \left( \sum_{t=1}^{T} \hat{s}_i^{*2} \hat{\xi}_{i,t-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^{T} \left( \hat{\xi}_{i,t-1} \Delta \hat{\xi}_{it} \right).$$

Como consecuencia de la evidencia de una relación cointegrante, dado que dicha relación implica la existencia de al menos una relación de causalidad en el sentido de Granger, se puede probar si existe o no tal relación basándose en la metodología propuesta por Granger (1969), adaptada al contexto de datos de panel. En el caso de dos variables, se puede llevar a cabo la prueba estimando la siguiente especificación:

$$y_{it} = a_{0i} + a_{1i}y_{i,t-1} + b_{1i}x_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$x_{it} = a_{0i} + a_{1i}x_{i,t-1} + b_{1i}y_{i,t-1} + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, j, \dots N$$

$$t = 1, \dots, T.\dots$$
(7)

suponiendo:  $a_{0i} = a_{0j}$ ,  $a_{1i} = a_{1j}$ ,  $b_{1i} = b_{1j}$ ,  $\forall i, j$ , se somete a prueba  $H_0: b_{1i} = 0$ , la cual implica que x no causa a y en el sentido de Granger, en forma contraria a lo que supone la hipótesis alternativa de que x es causa de y, también en el sentido de Granger.

Además, para analizar el comportamiento de la dinámica, tomando en cuenta la relación de largo plazo en el caso de datos de panel con dos variables, se puede estimar el siguiente modelo vectorial con un mecanismo de corrección de errores (VECM):

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i^y + \beta_i^y ECT_{i,t-1}^y + \sum_{j=1}^m \delta_{i,j}^y \Delta y_{i,t-j} + \sum_{s=1}^q \gamma_{i,s}^y \Delta x_{i,t-s} + u_{i,t}$$

$$\Delta x_{i,t} = \alpha_i^e + \beta_i^e ECT_{i,t-1}^e + \sum_{i=1}^m \delta_{i,j}^e \Delta y_{i,t-j} + \sum_{s=1}^q \gamma_{i,s}^e \Delta x_{i,t-s} + v_{i,t}$$
(8)

Con base en este VECM, se pueden estimar las funciones de respuesta a los impulsos para analizar los efectos de los choques.

### 4. RESULTADOS DEL ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección se presentan los resultados del análisis econométrico de la relación entre los ingresos y gastos de las entidades federativas de la República Mexicana. Los datos anuales que se analizan se obtuvieron del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI y cubren el periodo 1989 a 2014. Es conveniente señalar que las cifras están expresadas en miles de pesos constantes de 2008. Para proceder al análisis empírico se calcularon los logaritmos de las series de ingresos y gastos de las 32 entidades federativas mexicanas, así como sus primeras diferencias, procediendo a continuación a verificar su estacionariedad, por lo que se llevaron a cabo las pruebas de raíces unitarias para determinar su orden de integración.

Cuadro 1
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS DE CHOW (2001)

FROEBAS DE RAICES UNITARIAS DE CHOW (2001)							
H <sub>0</sub> : Raíces unitarias individuales							
	Ha: Al menos un miembro del panel es estacionario						
Variable	Prueba	NEI		EI		EITI	
ingresos	$\chi^2$	0.26093	(≈ 1)	310.302	(< 0.01)	80.0818	(0.0846)
	Z	19.0216	(≈ 1)	-10.6647	(< 0.01)	-0.52307	(0.3005)
gastos	$\chi^2$	0.32397	(≈1)	216.145	(< 0.01)	64.6763	(0.4528)
	Z	17.6316	(≈ 1)	-7.36073	(< 0.01)	-0.19042	(0.4245)
∆ingresos	$\chi^2$	535.219	(< 0.01)	569.798	(< 0.01)	2526.57	(< 0.01)
	Z	-19.3535	(< 0.01)	-20.1572	(< 0.01)	-39.7039	(< 0.01)
Δgastos	$\chi^2$	521.555	(< 0.01)	547.652	(< 0.01)	1906.13	(< 0.01)
	Z	-19.0142	(< 0.01)	-19.4226	(< 0.01)	-32.3628	(< 0.01)

NEI = no efectos fijos ni tendencias individuales, EI = efectos fijos individuales, EITI = Efectos fijos y tendencias individuales

Los números entre paréntesis son los valores p.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias. En las pruebas en niveles se observa que en el caso de efectos fijos individuales se rechaza la nula de no estacionariedad, sin embargo, el

rechazo sugiere que, considerando la posible heterogeneidad existente en el panel, la variable en cuestión podría ser estacionaria en alguno de los miembros, mas nunca constituye evidencia de que sea estacionaria para la totalidad de los miembros del panel, por lo que, a partir de los resultados que se observan en los demás casos, y a manera de confirmación en el caso de las pruebas de raíces unitarias efectuadas a los datos en primeras diferencias, se desprende que se requiere de las primeras diferencias para obtener datos que sean estacionarios. En el Cuadro 2 se presentan los resultados de las pruebas de cointegración. Los resultados de las pruebas de Pedroni rechazan prácticamente de manera unánime la hipótesis nula, sugiriendo, por lo tanto, que existe una relación de largo plazo entre los gastos y los ingresos públicos en las entidades federativas de México para el periodo estudiado.

Cuadro 2
PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE INGRESOS Y GASTOS

	H <sub>o</sub> : No existe cointegración						
	NTD		С		СуТ	СуТ	
	Estadístico	Р	Estadístico	Р	Estadístico	р	
Panel v	10.11993	< 0.01	5.26458	< 0.01	-0.139761	0.5556	
Panel rho	-15.52558	< 0.01	-12.18739	< 0.01	-7.50723	< 0.01	
Panel PP	-12.07475	< 0.01	-13.09796	< 0.01	-12.01677	< 0.01	
Panel ADF	-11.02041	< 0.01	-11.84285	< 0.01	-13.37193	< 0.01	
Group rho	-10.94768	< 0.01	-9.45064	< 0.01	-5.38589	< 0.01	
Group PP	-15.37434	< 0.01	-14.97780	< 0.01	-13.73327	< 0.01	
Group ADF	-12.08255	< 0.01	-12.55503	< 0.01	-12.18411	< 0.01	

NTD = no términos deterministas, C = constante, CyT = constante y tendencia

Dado que la evidencia sugiere la existencia de una relación cointegrante entre los gastos y los ingresos de los estados de la República Mexicana, se desprende que al menos debe existir una relación de causalidad en el sentido de Granger, razón por la cual es conveniente verificar si ésta es unidireccional y, dado el caso, en qué dirección se da dicha relación de causalidad; es decir, es conveniente determinar si los ingresos pasados pueden ayudar a explicar los gastos presentes, o bien, si son los gastos pasados los que pueden contribuir a la explicación de los ingresos

presentes. Naturalmente que tal relación de causalidad pudiera ser más bien de tipo bidireccional. En el Cuadro 3 se presenta el resultado de la prueba de causalidad de Granger para datos de panel, que sugiere, en forma significativa, la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre los ingresos y los gastos.

Cuadro 3

Prueba de Causalidad de Granger en el Panel

Hipotesis nula:	F	р
Δingresos no causa Δgastos	3.13896	0.0249
Δgastos no causa Δingresos	10.9778	< 0.01

La prueba toma en cuenta tres rezagos Dada la forma de la prueba, se consideran 704 observaciones

Dada la evidencia sobre la existencia de una relación bidireccional, parece conveniente analizar la dinámica de ambas variables considerando la relación de largo plazo sugerida por la prueba de cointegración. Para tales efectos, el análisis subsecuente se lleva a cabo mediante un modelo vectorial con un mecanismo de corrección del error (VECM) para datos de panel; los resultados estimados se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 4
PANEL-VECM ESTIMADO

Ecuación del mecanismo de corrección del error					
gastos t-1	tos t-1 -0.320295				
	[-4.26622]				
Constante	-11.3261				
Modelo VAR y parámetro de ajuste al equilibrio					
	Δingresost	Δgastost			
β	-0.082958	-0.072735			
	[-8.78773]	[-6.67445]			
Δingresos t -1	-0.47253	0.011228			
	[-7.64831]	[ 0.15743]			
Δingresos <sub>t-2</sub>	-0.166344	0.055447			
	[-2.52996]	[ 0.73054]			
Δingresos <sub>t-3</sub>	-0.030334	0.167349			

Cuadro 4 (Continuación)
DANIEL-VECM ESTIMADO

	[-0.50085]	[ 2.39359]
∆gastos <sub>t-1</sub>	0.251678	-0.103513
	[ 4.68705]	[-1.66995]
∆gastos <sub>t-2</sub>	0.026252	-0.24236
	[ 0.48807]	[-3.90333]
∆gastos <sub>t-3</sub>	-0.079693	-0.293434
	[-1.52102]	[-4.85160]
Constante	0.124624	0.115939
	[ 14.5868]	[ 11.7555]
R cuadrada	0.179557	0.122646
R cuadrada ajustada	0.171305	0.113822
F	21.76029	13.89915
Log de la función de verosimilitud	347.8777	246.8162
Crieterio de Akaike	-0.965562	-0.678455
Criterio de Schwarz	-0.91378	-0.626674

Nota: Los números entre paréntesis cuadrados son valores de los estadísticos *t*.

De la estimación del Panel-VECM se puede desprender que hay interacciones en las dinámicas de los ingresos y gastos de las entidades federativas mexicanas. También se observa que ambas variables tienden a ajustarse a la relación de equilibrio de largo plazo; sin embargo, de acuerdo con el mecanismo de corrección del error, se advierte que si se presenta un desequilibrio en la dinámica de los ingresos, el tiempo de ajuste estimado es de poco más de 12 años, en tanto que el tiempo estimado en que los gastos compensarían un desequilibrio es de poco más de 13 años y medio. Es decir, en ambos casos se puede decir que es fuerte la persistencia de los efectos del desequilibrio.

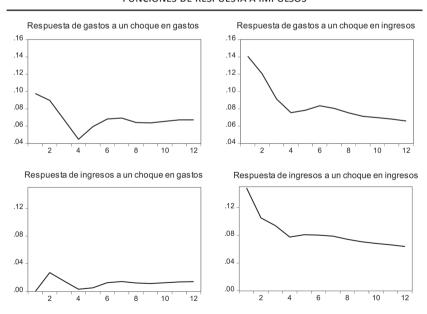
La Gráfica 3 muestra las funciones de respuesta a los impulsos que se pueden obtener a partir del VECM estimado.

Como puede verse, los efectos de un choque en los gastos tienden a decaer sostenidamente durante los primeros cuatro años hasta alcanzar 40% del impacto original, tras lo que se observa un ligero repunte durante dos años que lo lleva a mantener la magnitud del efecto durante por lo menos seis años en poco más de la mitad del impacto original. Aunque de mayor magnitud, y también con un

decaimiento sostendido durante los primeros cuatro años y un repunte durante aproximadamente dos años, la respuesta de los gastos a los ingresos es un tanto diferente, pues posteriormente al año sexto se puede observar una tendencia decreciente durante los últimos años, para los cuales se estiman las funciones de respuesta, aunque la tasa de decaimiento es notoriamente menor que en los años inmediatamente posteriores a la ocurrencia del choque.

En principio, los ingresos responden de manera notoriamente diferente a un choque en los gastos, pues el patrón que se observa es un efecto nulo durante el primer año, para iniciar un ascenso en el segundo año posterior a la ocurrencia del choque, decayendo hasta volverse nulo o hasta mantenerse con un valor muy bajo. Más notoria es la respuesta de los ingresos a un choque en los ingresos, dado que no sólo es relativamente fuerte el efecto, sino que, a pesar de una tendencia generalizada decreciente, después de 12 años el efecto del choque se conserva todavía en un nivel cercano a la mitad del impacto inicial (ver Gráfica 3).

Gráfica 3
FUNCIONES DE RESPUESTA A IMPULSOS



Fuente: estimaciones propias.

#### **CONCLUSIONES**

La relación de los ingresos y gastos públicos ha sido un tema de estudio constante en el ámbito de la teoría y práctica fiscal, y seguramente seguirá estando presente, dadas las constantes variaciones que observan dichos flujos y la aparición de nuevas propuestas de modelos para su estudio. El tema ha sido ampliamente abordado para datos en el nivel nacional y en menor medida para gobiernos en el subnacional, como fue la propuesta del presente trabajo en el caso mexicano. Las técnicas propias del análisis de datos ordenados en panel que se emplearon en el análisis empírico permiten obtener una mayor cantidad de observaciones, proporcionando un análisis estadístico más robusto.

En resumen, los resultados obtenidos en cuanto al grado de integración de las series cuando se toman en niveles sugieren mayoritariamente que las series no son estacionarias o, cuando mucho, sólo en el caso de algunas entidades federativas, las series correspondientes de ingresos y gastos pudieran ser estacionarias, siendo las primeras diferencias claramente estacionarias en todas las entidades federativas. Las pruebas de Pedroni permitieron detectar la existencia de una relación de largo plazo entre los gastos e ingresos públicos, considerando cualquier posible grado de heterogeneidad entre las entidades federativas mexicanas. Mediante la prueba de causalidad de Granger con tres rezagos se obtuvo evidencia de la existencia de una relación de causalidad bidireccional, hallazgo que se corrobora mediante los resultados del modelo Panel-VECM estimado, donde se confirma la presencia de interacciones en las dinámicas de los ingresos y gastos, y la significancia estadística de la relación de largo plazo.

De acuerdo con el análisis de impulso respuesta se puede apreciar que los efectos de los choques, tanto en los gastos como en los ingresos, son persistentes en el tiempo, lo que puede generar vulnerabilidad en las finanzas públicas de las entidades federativas. La permanencia de los efectos puede estar relacionada con la ausencia de estabilizadores automáticos y esto, a su vez, se puede deber a la baja contribución de los ingresos locales de las entidades federativas mexicanas a la totalidad de sus ingresos, aunado a esto, a la falta de discrecionalidad en el uso de las aportaciones federales. Por lo anterior, una manera de aminorar la vulnerabilidad fiscal podría ser el incremento de la proporción de los ingresos de las entidades en el total de sus ingresos y, al mismo tiempo,

la ampliación de las potestades en el uso de los recursos federalizados, específicamente en los relacionados con el ramo 33, sin olvidar mejorar los niveles de transparencia de la gestión pública y el desarrollo institucional para evitar posibles malos manejos de los recursos.

Naturalmente, estos resultados deben tomarse con las reservas del caso, dada la heterogeneidad de las finanzas públicas en las entidades federativas, siendo necesario ampliar los estudios en los que se considere dicha característica para obtener resultados más robustos.

#### **BIBLIOGRAFÍA**

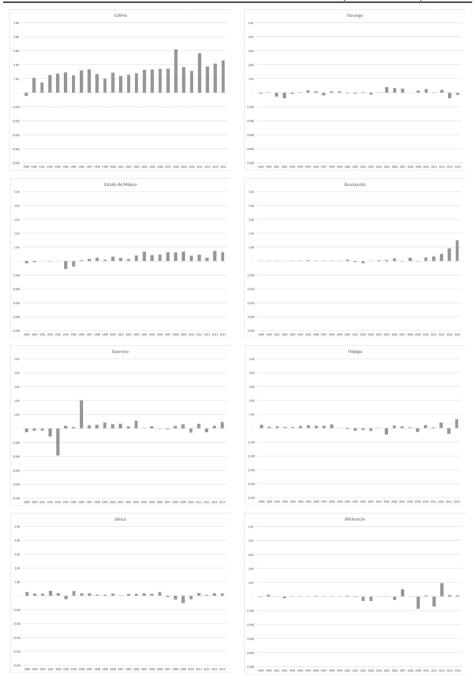
- Abdul M. et al. (2000), "Testing for Causality Between Taxation and Government Spending: An Application of Toda-Yamamoto Approach", *Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities* 8(1), pp. 45-50.
- Almasri A. y Shukur G. (2003), "An Illustration of the Causality Relation between Government Spending and Revenue Using Wavelets Analysis on Finish", *Journal of Applied Statistics*, volume 30, Issue 5, pp. 571-584.
- Andersen W. et al. (1986), "Government spending and Taxation: What Causes What?, Southern Economic Journal, Vol. 52, No. 3, pp. 630-639
- Aregbeyen O. y Mohammed T. (2012), "Testing the Revenue and Expenditure Nexus in Nigeria: An Application of the Bound Test Approach", *European Journal of Social Sciences*, Vol. 27 No. 3, pp. 374-380
- Baghestani, H. y McNown R. (1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal* 60.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3d. Edition, Chichister, John Wiley & Sons.
- Barro R., (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, Nov-Dec.
- Buchanan J. y Wagner R. (1978), "Dialogues concerning Fiscal Religion," *Journal of Monetary Economics* 4.
- Chang T. y Hong Ho Y. (2002), "Tax or Spend, What Causes What: Taiwan's Experience", International Journal of Business and Economics, Vol. 1, No. 2, pp. 157-165.
- Darrat A. (1998), "Tax and Spend, or Spend and Tax? An Inquiry into the Turkish Budgetary Process", Southern Economic Journal, Vol. 64, No. 4 (april), pp. 940-956.
- Elyasi Y. y Rahimi M. (2012), "The Causality between Government Revenue and Government Expenditure in Iran", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research* 5 (1), pp. 129-145

- Fisher, R. A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, 4th Edition, Edinburgh: Oliver & Boyd.
- Friedman, M. (1978), "The limitations of tax limitations", *Policy Review*, summer, pp. 7-14.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, pp. 42-438.
- Maddala, G. S. y S. Wu (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-52.
- Musgrave R. (1966), "Principles of budget determination", en: *Public Finance, Selected Readings*, H. Cameron and W. Henderson (eds.), New York: Random House.
- Parida Y. (2012), "Casual link between central government revenue and spenditure: evidence for India", *Economics Bulletin*, Vol. 32, No. 4, pp. 2808-2816.
- Peacock, A, Wiseman, J. (1979), "Approaches to the analysis of Government expenditure growth", *Public Finance Quarterly*, 7, pp. 3-23.
- Pedroni, P (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressor", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 653-670.
- Pedroni, P (2004), "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, 20 (3), pp. 597-625.
- Ramírez E. (2012), "Federalismo fiscal en México y comparaciones internacionales", en Calva, *Colección de libros Análisis estratégico para el desarrollo, Reforma Integral*, vol. 5, pp. 259-288.
- Vuletin G., (2003), "Sostenibilidad de las políticas fiscales, exogeneidad y causalidad entre ingresos y gastos para las provincias argentinas", *Económica, La Plata*, Vol. IL, No. 1-2.
- Wagner, A. (1958), "Three extracts on public finance", en Musgrave R. y Peacock A, *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Mcmillan.
- Wildavsky A. (1988), "The New Politics of the Budgetary Process", Glenview, Ill.: Scott Foresman.

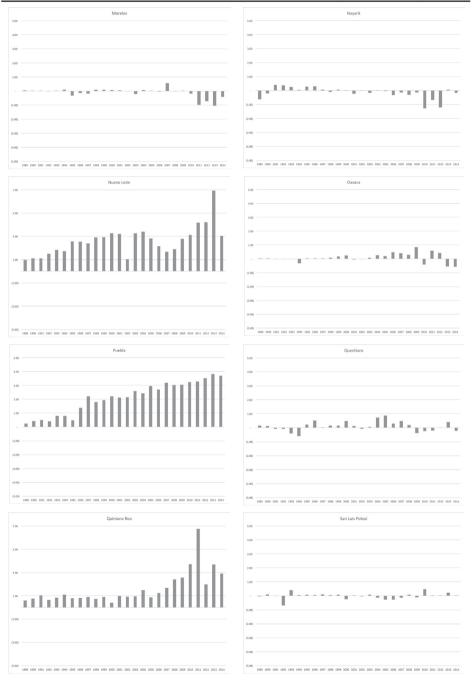
# APÉNDICE SALDO FISCAL POR HABITANTE EN CADA ENTIDAD FEDERATIVA



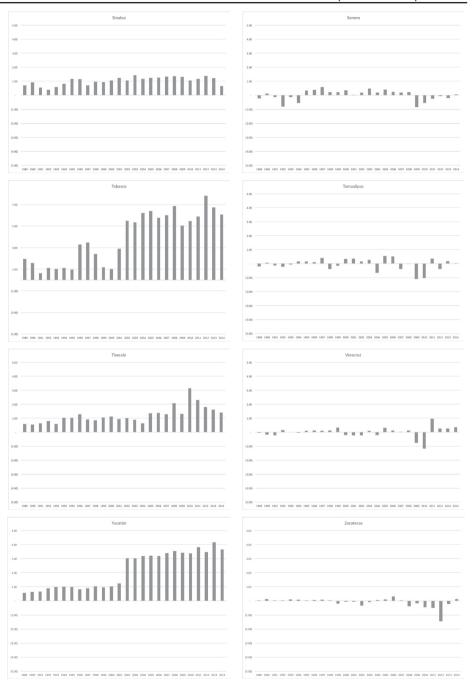
# SALDO FISCAL POR HABITANTE EN CADA ENTIDAD FEDERATIVA (CONTINUACIÓN)



## SALDO FISCAL POR HABITANTE EN CADA ENTIDAD FEDERATIVA (CONTINUACIÓN)



#### SALDO FISCAL POR HABITANTE EN CADA ENTIDAD FEDERATIVA (CONTINUACIÓN)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.