

Desarrollo económico y gasto público de las entidades federativas en México

Análisis de cointegración en panel y la ley de Wagner

Domingo Rodríguez-Benavides y Francisco López-Herrera*

El presente trabajo muestra evidencia sobre el cumplimiento de la ley de Wagner en el ámbito de las entidades federativas mexicanas durante el periodo 1980-2007. Dicha ley establece que el crecimiento del gasto público se explica como resultado del incremento en la actividad económica. Para probar el cumplimiento de la ley, en este estudio se utiliza la especificación propuesta por Peacock y Wiseman (1961), Musgrave (1969) y Goffman y Mahar (1971), la cual establece que las variables gasto público y producto se encuentran relacionadas en sus niveles. El grueso de la investigación empírica sobre el cumplimiento de dicha ley en el mundo se ha llevado a cabo investigando si la ley de Wagner se cumple en el ámbito de país, pero hay pocos estudios sobre su cumplimiento en el terreno de los estados, provincias o regiones de un país. Mediante métodos de análisis econométrico para datos en panel se estudia el conjunto de los estados de la República Mexicana, así como tres subgrupos clasificados de acuerdo con su PIB per cápita. Los resultados del análisis de cointegración sugieren evidencia en favor del cumplimiento de la ley de Wagner en el periodo de estudio y que su cumplimiento está en función del nivel de desarrollo alcanzado por las entidades federativas.

Palabras clave: ley de Wagner, desarrollo estatal, cointegración en panel.

*Domingo Rodríguez-Benavides es profesor-investigador del Departamento de Sistemas, UAM-Azcapotzalco. Central 14, Col. AMSA, Tlalpan, México, D.F, 14380. Tel. 01 (55) 53 18 95 32. Correo-e: domin_rod@yahoo.com.mx. Francisco López-Herrera es profesor-investigador de la División de Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración, UNAM. Tecoh Mz. 31 Lte. 416, Col. Pedregal de San Nicolás Segunda Sección, Tlalpan, México, D.F, 14100. Tel. 01 (55) 56 22 84 94. Correo-e: francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx. Los autores agradecen las observaciones y sugerencias efectuadas por los dos dictaminadores anónimos que leyeron una versión preliminar de este artículo, indudablemente fueron de gran valía para mejorarlo.

Artículo recibido el 22 de julio de 2011 y aceptado para su publicación el 20 de agosto de 2013.

Economic Development and Public Spending of the States in Mexico: Analysis of Panel Cointegration and the Wagner's Law.

This paper shows evidence about the compliance of the Wagner's Law at the level of the Mexican states during the period 1980-2007. This law sets that the growth of public spending is explained as a result of increased economic activity. To test compliance with the law, this study use the specification proposed by Peacock and Wiseman (1961), Musgrave (1969), and Goffman and Mahar (1971), which sets that public spending and output variables are related in their levels. The bulk of empirical research on the fulfillment of the law at the global level has been conducted investigating whether Wagner's Law is fulfilled in the country level, with few studies on its fulfillment at the level of states, provinces or regions into a country. By means of econometric methods of panel data analysis, the whole set of the states of the Mexican Republic is studied, so as three subgroups classified according to their GDP per capita. The results of the cointegration analysis suggest evidence in favor of compliance with the Wagner's Law in the study period and that compliance is a function of the level of development achieved by the states.

Keywords: Wagner's Law, state development, panel cointegration.

INTRODUCCIÓN

Wagner (1877) postula que existe una tendencia de largo plazo en la que la actividad gubernamental, observable por medio del gasto público, se incrementa como resultado del crecimiento económico. Aunque relativamente simple, Wagner utilizó su modelo en forma empírica y fue así el primero en mostrar la existencia de una correlación positiva entre el nivel de desarrollo de una nación y el tamaño de su sector público, por tal razón y en su honor, a esta proposición se le conoce como la ley de Wagner. Según Sideris (2007), Adolph Wagner establece que durante el proceso de industrialización de una economía, en la que el ingreso por habitante se incrementa, la participación del gasto público en el ingreso total también se incrementa. Sideris señala que existen tres razones principales por las cuales se puede cumplir dicha hipótesis: 1) durante la industrialización, las funciones administrativas y regulatorias del Estado deben sustituir las actividades privadas por públicas; 2) el crecimiento económico debe conducir a un incremento en los servicios de bienestar y culturales, los cuales se asumen elásticos con respecto al ingreso, y 3) en su intervención, el Estado estaría obligado tanto a proporcionar el capital

para financiar los proyectos de gran escala requeridos para satisfacer las necesidades tecnológicas de una sociedad industrializada —que el sector privado no lleva a cabo—, como a gestionar y financiar los monopolios naturales con el fin de garantizar el buen funcionamiento de las fuerzas del mercado, Bird (1971). En otras palabras, la ley de Wagner establece que el crecimiento del aparato gubernamental se debe a una creciente demanda de bienes públicos y al control de las externalidades. De esta manera, la ley de Wagner implica que la causalidad va del ingreso nacional al gasto del sector público. Así, el gasto público es considerado como endógeno al crecimiento del ingreso nacional y algunos autores contrastan esta posición con la visión keynesiana, que enfatiza la necesidad coyuntural y transitoria de incrementar el gasto público en situaciones de recesión y de esta forma inducir a la economía a recuperar su senda de crecimiento sostenido o de largo plazo. No obstante, una posición común en la literatura es considerar ambos enfoques como antitéticos bajo la premisa de que en la teoría keynesiana el gasto público es una herramienta discrecional en manos del Estado. De esta manera, la diferencia sustantiva entre ambos planteamientos radica no sólo en la cuestión de la causalidad sino también en el de la temporalidad.¹ Además de que no hay razones suficientes que permitan deducir que Keynes negaría que el crecimiento permanente del gasto público puede ser consecuencia de un mayor dinamismo en la actividad económica.

En versiones modernas de la ley de Wagner se emplea el concepto de maximización de la utilidad como un componente necesario para su explicación. De acuerdo con los fundamentos teóricos de la ley de Wagner, Oxley (1994) señala que la expansión burocrática puede ser vista desde la perspectiva de las teorías de la burocracia gubernamental, tal como lo propuso Niskanen (1971), quien establece que el gasto gubernamental puede aumentar en forma desproporcionada con el crecimiento como un resultado de la conducta maximizadora de utilidad de los burócratas, con el fin de obtener mayor poder y prestigio en sus cargos, pues son quienes tienen la

¹ Agradecemos a uno de los dictaminadores anónimos el sugerirnos tal acotación entre ambos enfoques.

capacidad de expandir el tamaño de la burocracia a expensas de su eficiencia. Asimismo, tanto Meltzer y Richard (1981) como Persson y Tabellini (1990) consideran motivos de elección pública: suponiendo que la actividad gubernamental tiene un elemento de redistribución, ellos explican que el aumento del gasto eleva el número de votantes de bajo ingreso, quienes presionan para obtener un ingreso mayor y más redistributivo.

De igual forma, también se concibe la posibilidad de que como resultado del creciente proceso de urbanización de las ciudades se incrementen los costos para el Estado, como los de provisión de vivienda, servicios policiales, sanitarios y de transporte, como en el caso de China de acuerdo con Narayan, Nielsen y Smyth (2008). Otro factor que influye es que a medida que el ingreso real aumenta, como sostiene Tobin (2005) en el caso de China, la gente tiende a esperar y a acostumbrarse a un nivel superior y a una mejor calidad de los servicios gubernamentales que coincidan con el incremento del nivel asociado con el aumento del PIB en otros ámbitos de sus vidas. Es crucial destacar las implicaciones que tiene la ley de Wagner para la política económica, implicaciones que para algunos se encuentran en contraposición a la hipótesis keynesiana. Si es el crecimiento económico el que influye en el gasto público, este último será un factor endógeno en la economía determinado por factores puramente económicos y en los que los factores políticos tienen poca influencia. Por su parte, la hipótesis keynesiana implica que el factor exógeno es el gasto público, por lo que pueden influir los factores políticos para incentivar el crecimiento económico. Esta última hipótesis es la que, en mayor o menor medida, marcó el rumbo de la política económica de muchos países, tanto desarrollados como emergentes, en los años de la posguerra.

Por sus importantes implicaciones en materia de política económica, la relación entre gasto gubernamental y crecimiento económico postulada por Wagner ha sido ampliamente investigada por la teoría económica del sector público en las últimas tres décadas. De igual forma, la validez de esta ley ha sido empíricamente mostrada para un gran número de países, desarrollados y en desarrollo, usando series de tiempo como datos de secuencia cruzada. Los estudios cubren análisis tanto de países específicos como

de grupos de países, principalmente desde los años posteriores a la Segunda Guerra Mundial.²

El presente trabajo pretende aportar a la discusión sobre el tema los siguientes aspectos: *a)* realizar la prueba con datos de los estados de la República Mexicana se enmarca dentro de los trabajos realizados para otros países que intentan aportar evidencia empírica con un determinado grado de desagregación; *b)* además de trabajar con datos desagregados, hacemos una diferenciación entre estados “ricos” y “pobres”, de acuerdo con su nivel de ingreso per cápita; con esta clasificación nosotros intentamos averiguar si los niveles de desarrollo alcanzados por los estados es una variable determinante o no para el cumplimiento de la ley de Wagner, en forma análoga al papel que desempeña el nivel de industrialización; *c)* otro aspecto no menos importante es el periodo de estudio, que comprende importantes reformas de carácter financiero y comercial así como la presencia de diversas crisis, la mayoría de ellas gestadas de forma endógena; *d)* por último, otra de las aportaciones del presente trabajo es el uso de técnicas econométricas de datos en panel, ya que emplea estimadores relativamente novedosos para variables en panel que se encuentran cointegradas. La estructura de este trabajo es la siguiente. En la primera y segunda secciones se ofrece una revisión de la literatura que permite enmarcar el análisis empírico que se reseña posteriormente. En la sección Metodología econométrica y datos se describe a grandes rasgos la metodología econométrica empleada en el análisis del periodo 1980-2007, cuyos resultados se muestran en la sección Resultados y finalizamos presentando las conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA EMPÍRICA

De acuerdo con la metodología econométrica empleada, los trabajos de investigación empírica sobre la ley de Wagner se pueden clasificar en dos grupos: *a)* los trabajos llevados a cabo hasta a mediados de la década de 1990, los

² Una revisión amplia de esa literatura se puede encontrar en Chang *et al.* (2004), en tanto que una discusión más crítica aparece en Peacock y Scott (2000).

cuales asumen que los datos provienen de series estacionarias y por lo tanto estiman regresiones minimocuadráticas para probar versiones alternativas de dicha ley (véanse Ram 1987 y Courakis *et al.*, 1993), y *b*) los que emplean técnicas de series de tiempo múltiples para probar cointegración entre gasto público e ingreso nacional o alguna variante de cualquiera de estos dos indicadores. Más recientemente, algunos estudios emplean la prueba de causalidad de Granger con la finalidad de deducir la relación de causalidad entre dichas variables (Henrekson, 1993; Murthy, 1993; Ahsan *et al.*, 1996; Biswal *et al.*, 1999; Kolluri *et al.*, 2000; Islam, 2001; Al-Faris, 2002; Burney, 2002 y Wahab, 2004). Sin embargo, los estudios empíricos han producido resultados mixtos y en algunas ocasiones hasta contradictorios. Esos hallazgos contradictorios han sido atribuidos a las diferentes metodologías empleadas y a las características distintivas de las economías durante períodos alternativos.

Existe un buen número de estudios que investigan el cumplimiento de la ley de Wagner en algunos países de manera individual. Entre los países desarrollados estudiados se encuentran Canadá (Ahsan *et al.*, 1996; Biswal *et al.*, 1999); Japón (Nomura, 1995); Suecia (Henrekson, 1993); Estados Unidos (Yousefi y Abizadeh, 1992; Islam, 2001) y el Reino Unido (Gyles, 1991; Oxley, 1994). Para los mercados emergentes también se han realizado una gran cantidad de trabajos empíricos, como es el caso de Grecia (Courakis *et al.*, 1993; Hondroyiannis y Papapetrou, 1995; Chlestos y Kollias, 1997); Iraq (Asseery *et al.*, 1999); Pakistán (Khan, 1990); Corea del Sur (Abizadeh y Yousefi, 1998); Taiwán (Sun, 1997) y Turquía (Halicioglu, 2003; Cavusoglu, 2005). Con algunas excepciones, la mayoría de estos estudios a nivel de país encuentran evidencia a favor de la ley de Wagner. Entre los estudios realizados para México, destacan los de Mann (1980), Nagarajan y Spears (1990), Murthy (1993), Hayo (1994) y Lin (1995), quienes muestran evidencia a favor de la ley de Wagner. Galindo y Cordera (2005) analizan el periodo de 1970 a 2004 con datos mixtos de Hacienda y cuentas nacionales y argumentan que puede haber resultados contradictorios tanto por el uso de técnicas econométricas diferentes como por omitir la presencia de cambios estructurales.

Existe un consenso, más o menos generalizado, de que la ley de Wagner es válida en economías en desarrollo pues, según Sideris (2007), la proposición de Wagner fue concebida como aplicable a países que se encuentran en sus etapas tempranas de desarrollo. En varios estudios sobre economías emergentes se ha mostrado evidencia de esta hipótesis utilizando series de tiempo para períodos recientes o en economías en desarrollo con sectores públicos relativamente pequeños; véanse Ansari *et al.* (1997) e Iyare y Lorde (2004), Oxley (1994), Thornton (1999) y Florio y Colautti (2005). Es de destacarse el estudio que efectúa Oxley (1994) con datos de la economía británica para el periodo 1870-1913, en el que encuentra evidencias que brindan apoyo a dicha hipótesis. Asimismo, Thornton (1999) analiza la experiencia de seis economías industrializadas (Dinamarca, Alemania, Italia, Noruega, Suecia y el Reino Unido) durante el periodo comprendido entre mediados del siglo XIX y principios del XX, y reporta resultados también favorables. De la misma manera, Florio y Colautti (2005) analizan cinco economías (Estados Unidos, el Reino Unido, Francia, Alemania e Italia) durante el periodo 1870-1990, y observan que el aumento de la razón gasto público-ingreso nacional es mayor para el periodo que llega hasta la mitad del siglo XX y desarrollan un modelo basado en la ley de Wagner y el efecto Pigou para analizar el crecimiento de tal razón para todo el periodo.

Por otro lado, Lachler y Aschauer (1998) examinaron la hipótesis de que la desaceleración del crecimiento del PIB de México a partir de 1981 fue consecuencia de la reducción del gasto público en infraestructura observada desde entonces, véase Caballero y López (2012). Pero sus resultados, con base en modelos de series de tiempo y de corte transversal, proveen un soporte empírico limitado para ese argumento, por lo que concluyen que el aumento en el gasto público no se traslada automáticamente a un crecimiento más acelerado tanto del producto como de la productividad. Esto lo atribuyen al efecto *crowding out* de la inversión pública a la inversión privada, por lo que analizan esta hipótesis y encuentran un coeficiente significativo pero menor a la unidad y comentan que este efecto de desplazamiento limita la repercusión del crecimiento de la inversión pública y

reduce su efecto sobre la acumulación de capital. También sugieren que la productividad total de los factores responde positivamente a incrementos en la razón de la inversión pública a la privada; pero las pruebas de ruptura de Chow indican que el efecto positivo sobre la productividad tendió a debilitarse significativamente en la década de los ochenta. Muestran evidencia de que un incremento en el acervo de capital público tiene un impacto sobre el crecimiento sólo si es financiado a través del ahorro generado por la reducción del gasto de consumo público, y no con mayor deuda pública, lo que conduce a mayores impuestos actuales y futuros. Con ello sostienen que es más probable que la estabilidad del impacto positivo del incremento del gasto público dependa de su forma de financiamiento.

Ramírez (2004) retoma la hipótesis de Lachler y Aschauer, con el mismo enfoque teórico y el mismo periodo, para analizar el efecto del gasto público en infraestructura sobre el crecimiento económico de México. No obstante, obtiene conclusiones opuestas. Para ello Ramírez utiliza una función de producción del tipo Cobb-Douglas, en la cual desagrega el capital (en infraestructura) en privado y público. A partir de un análisis de cointegración estima un modelo de corrección de errores utilizando series de tiempo para el periodo 1955-1999. De sus conclusiones destaca que tanto la inversión privada como el gasto público tienen un efecto positivo significativo sobre la tasa de crecimiento de México y que la respuesta del capital privado al gasto público en infraestructura es positiva. Además señala que el aumento en el producto no parece inducir mayores niveles de gasto público en infraestructura, es decir, la causalidad va de la inversión pública al producto y no a la inversa.³

Galindo y Cordera (2005) llevan a cabo un análisis multivariado en el cual estiman un modelo VAR para analizar las relaciones de cointegración

³ De acuerdo con Galindo y Cordera (2005), las dos hipótesis contrapuestas que se proponen evaluar son la de Wagner, que implica la presencia de una relación estable de largo plazo entre el gasto público y el ingreso per cápita, apoyada en una elasticidad superior a uno y una causalidad unidireccional del producto hacia el gasto público, y la de Keynes, que sostiene que el gasto público es una variable exógena y que por lo tanto su aumento genera un mayor crecimiento económico a través de dinamizar la demanda agregada; siendo la causalidad del gasto público hacia el producto.

entre las siguientes variables: PIB per cápita, gasto público programable y formación bruta de capital para el periodo 1970-2004. En su análisis identifican la presencia de cambio estructural en las series. Concluyen que existe una relación estable de largo plazo y positiva entre el ingreso per cápita, la inversión privada y el gasto público, en presencia de cambios estructurales importantes. Además, la influencia tanto de la inversión como del gasto público sobre el producto per cápita son menores a la unidad, lo cual tiende a rechazar la hipótesis de Wagner, en la que el coeficiente estimado para el gasto público tiene que ser mayor de uno, y no descartan la simultaneidad entre las variables. De acuerdo con Galindo y Cordera, un cambio en el gasto público tendrá efectos en la trayectoria del ingreso per cápita, pero este resultado a su vez impactará la trayectoria del gasto público sólo en el corto plazo y, por lo tanto, dichos efectos tenderán a anularse en el tiempo, rechazando la hipótesis keynesiana de que el gasto público es totalmente exógeno. Recientemente, Rodríguez *et al.* (2013) proveen evidencia a favor de la ley de Wagner con distintas especificaciones para México, con series anuales que comprenden un periodo mucho más amplio, de 1950 a 2009, en virtud de que en dos de las tres especificaciones empleadas no es posible rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente que captura la incidencia de los distintos indicadores del gasto público en el nivel de actividad económica es igual a uno y de que las pruebas de no causalidad de Granger efectuadas sugieren que son los niveles de actividad económica los que determinan los distintos indicadores del gasto público empleados. Con base en estos antecedentes y los resultados empíricos encontrados en México, proponemos investigar, por medio de la metodología de cointegración en panel, si se cumple la ley de Wagner en México en el ámbito de las entidades federativas de la República Mexicana. Es de mencionarse que pocos estudios han investigado si se cumple la proposición de Wagner con datos desagregados al interior de los países. Uno de ellos es el de Abizadeh y Yousefi (1988), quienes sometieron a prueba la ley de Wagner empleando datos para diez estados de la Unión Americana para el periodo 1950-1984. Los investigadores destacan las ventajas de emplear datos de consumo gubernamental en el ámbi-

to estatal o de provincias para probar la ley de Wagner. En primer lugar, uno de los supuestos de la ley de Wagner no considera el efecto de las guerras sobre el gasto gubernamental. El uso de datos a nivel de provincias es consistente con el supuesto de paz y estabilidad, debido a que los gobiernos estatales no incurren en gastos militares. Segundo, la ley de Wagner parte del supuesto de similitud en las características institucionales y culturales. Aunque este aspecto no es un problema para los estudios de series de tiempo, Bird (1971) señala que, dadas las diferencias culturales e institucionales entre los países, los estudios de corte transversal no necesariamente tienden a validar o desaprobar a la ley de Wagner. Narayan *et al.* (2008) sostienen también que emplear datos para estados o provincias proporciona un medio adecuado para explotar la dimensión del corte transversal, al mismo tiempo que minimiza los efectos de las diferencias culturales e institucionales. Tercero, los cambios en las condiciones económicas internacionales tienden a afectar las decisiones de los gobiernos centrales, mientras que el uso de datos a escala estatal minimiza tales influencias, debido a que los estados o provincias no adoptan con frecuencia medidas de política monetaria o fiscales diseñadas para atenuar los efectos de las condiciones económicas internacionales. De esta manera, nuestro estudio pretende enmarcarse dentro de esta corriente de trabajos que emplean datos en el espacio de provincias para verificar si se cumple el postulado de Wagner.

METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA Y DATOS

PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS EN PANEL

Las pruebas de raíces unitarias para paneles de datos, equivalentes multivariadas de las pruebas de raíces unitarias univariadas estándar, permiten incrementar el tamaño de la muestra a partir de los datos de corte transversal para aumentar la potencia de las pruebas. Entre las pruebas más conocidas se encuentran las de Levin y Lin (1992; Levin, 1993), en adelante LL, Im, Pesaran y Shin (1995, 1997 y 2003), con extensiones y ajustes más recien-

tes por Harris y Tzavalis (1999), Maddala y Wu (1999) y Breitung (2000). Todas estas pruebas consideran como hipótesis nula la no estacionariedad (es decir, la presencia de una raíz unitaria) y prueban contra la hipótesis alternativa de estacionariedad; una excepción es la prueba de Hadri (2000), que tiene como hipótesis nula la estacionariedad contra la alternativa de una raíz unitaria en el panel de datos.

El enfoque básico para probar la presencia de una raíz unitaria para datos en panel es considerar una versión del siguiente modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z_{it}' \gamma + e_{it} \quad (1)$$

Levin y Lin suponen: *a)* e_{it} son $IID(0, \sigma_e^2)$, es decir, el componente aleatorio de cada proceso individual tiene varianza constante, es independiente entre las unidades y no existe correlación serial; y *b)* que cada $\rho_i = \rho$ para todo i . El primer supuesto asume que no existe cointegración entre pares o grupos de individuos en las secciones cruzadas y el segundo asume que la sección cruzada de todas las variables sigue el mismo proceso.

En el trabajo de Levin y Lin (1993) se extiende el conjunto de pruebas para tomar en cuenta la posibilidad de autocorrelación y heterocedasticidad. El modelo de base es:

$$\Delta y_{it} = \rho^* y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{il} \Delta y_{i,t-L} + z_{it}' \gamma + u_{it} \quad (2)$$

Es decir, la ecuación (1) se transforma en una versión equivalente en primeras diferencias, de tal forma que ahora la nula es $H_0 : \rho^* = (\rho - 1) = 0$, de esta manera la principal diferencia con respecto a las pruebas previamente enunciadas es que se incorporan diferentes rezagos entre las i secciones cruzadas en el modelo.

En el cuadro 1 se enuncia el conjunto de pruebas propuestas por Levin y Lin (1992; Levin, 1993) para cubrir los diversos casos posibles en relación con los términos deterministas del proceso.

CUADRO 1. Pruebas de raíces unitarias para datos en panel: Levin y Lin (1992, 1993)

Prue- ba	Modelo	Hipótesis
LL_1	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = 0; H_1 : \rho < 0$
LL_2	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \delta_0 + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = 0; H_1 : \rho < 0$
LL_3	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \delta_0 + \delta_1 t + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = \delta = 0; H_1 : \rho < 0, \delta \in R$
LL_4	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_i + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = \alpha_i = 0; H_1 : \rho < 0, \alpha_i \in R$ para toda i
LL_5	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + v_t + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = 0; H_1 : \rho < 0$
LL_6	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_i t + e_{i,t}$	$H_0 : \rho = \eta_i = 0; H_1 : \rho < 0, \eta_i \in R$ para toda i
LL_7	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + e_{i,t}$ con correlación serial	$H_0 : \rho = 0; H_1 : \rho < 0$
LL_8	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + u_{i,t}$	$H_0 : \rho = 0; H_1 : \rho < 0$
LL_9	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_i + u_{i,t}$	$H_0 : \rho = \alpha_i = 0; H_1 : \rho < 0, \alpha_i \in R \quad \forall i$
LL_10	$\Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_i + \eta_i t + u_{i,t}$	$H_0 : \rho = \eta_i = 0; H_1 : \rho < 0, \eta_i \in R \quad \forall i$

Fuente: Levin y Lin (1992, 1993) y Harris y Sollis (2003).

En todos los casos, la hipótesis nula es $H_0 : \rho = 0$, es decir, todas las i series en el panel contienen una raíz unitaria, mientras que en la alternativa todas las series individuales son estacionarias. En la medida en que $N \rightarrow \infty$ y $T \rightarrow \infty$ la distribución subyacente del estadístico t para probar la hipótesis nula se distribuye como una normal estándar $N(0,1)$ véase Baltagi (2008 ecuación 12.4).

Todos los modelos esbozados en el cuadro 1 se pueden estimar usando mínimos cuadrados ordinarios (OLS) en una regresión agrupada. La característica más sobresaliente de la prueba LL es el supuesto sobre el coeficiente autorregresivo de primer orden, el cual se supone homogéneo entre las uni-

dades, a diferencia de la prueba de Im, Pesaran y Shin (1995) que permite que éste sea distinto entre las unidades.

La prueba de raíces unitarias en panel propuesta por Im, Pesaran y Shin (1995), IPS en lo sucesivo, es del tipo Dickey-Fuller aumentada (1981), cuya hipótesis nula es que la variable de panel tiene una raíz unitaria. Im, Pesaran y Shin (1997) sostienen que el estadístico de la prueba usado se distribuye como una variable normal estándar según la hipótesis nula de que todas las series poseen una raíz unitaria. En esta prueba, la hipótesis nula es que las series del panel son integradas de orden 1 (Díaz *et al.*, 2009).

Como se estableció anteriormente, uno de los principales supuestos de la prueba LL es la imposición de la homogeneidad en el parámetro autoregresivo de primer orden, es decir se supone que $\rho_i = \rho$ en las ecuaciones (1) y (2). Por su parte, la prueba IPS (1997) relaja esta restricción de homogeneidad y estima la ecuación (2) con ρ_i , es decir, se permite que dicho parámetro sea distinto entre las series individuales i del panel. Ellos también permiten diferentes rezagos, como en el caso de LL (1993), para cada uno de los cortes transversales en el modelo usando la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{it} = \rho_i^* y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + z_{it}' \gamma + u_{it} \quad (3)$$

Las hipótesis relevantes son que $H_0 : \rho_i^* = 0$ es que toda serie en el panel contiene una raíz unitaria para toda i y la $H_1 : \rho_i^* < 0$ para al menos un i , es decir que al menos una de las series individuales en el panel es estacionaria. El otro aspecto importante del enfoque propuesto por IPS, y que se opone al enfoque de la prueba de Levin y Lin, es que en lugar de agrupar los datos se realizan las pruebas de raíces unitarias sobre las N series de tiempo que tienen la misma longitud de tiempo T . De esta manera, el estadístico de la prueba IPS se estima como un promedio de las pruebas Dickey-Fuller. IPS muestran que su estadístico, denotado por IPS_97, bajo la hipótesis nula se distribuye normalmente. Sin embargo, la prueba IPS tiene los mismos problemas que las pruebas LL, debido a que también supone que cada i es independiente entre las unidades, lo cual implica que

no hay correlación de corto ni de largo plazo entre las unidades y que de esta forma no hay cointegración entre pares o grupos de individuos en esas secciones cruzadas.

Por su parte, la prueba de Harris y Tzavalis (1999), en lo sucesivo HT, sigue el mismo procedimiento propuesto por Dickey y Fuller (1981) y Phillips y Perron (1988) para el caso univariado. HT realizaron experimentos Monte Carlo para analizar las propiedades de las pruebas de LL cuando el componente de series de tiempo del conjunto de los datos es pequeño. En particular, analizan la potencia de las pruebas para rechazar la nula cuando ésta es falsa, y encuentran que el supuesto hecho por las pruebas LL de que $T \rightarrow \infty$ resulta en una prueba que pierde potencia (especialmente cuando T es menor de 50). En consecuencia, ellos sugieren realizar la prueba de raíces unitarias en panel asumiendo que T es fijo, debido a que mejora la potencia de la prueba en muestras donde T es pequeño. HT consideran los siguientes tres modelos:

$$y_{it} = \varphi y_{it-1} + v_{it}, \quad (4)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \varphi y_{it-1} + v_{it}, \quad (5)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \varphi y_{it-1} + v_{it}, \quad (6)$$

Estos modelos corresponden a los empleados por Levin y Lin (1993) y requieren, de forma similar a la prueba de LL, que el coeficiente autorregresivo sea homogéneo tanto en la hipótesis nula como en la alternativa, debido a que HT agrupan los datos sobre la dimensión del corte transversal. En los modelos (4) a (6), denominados HT_1 a HT 3, la hipótesis nula es que hay una raíz unitaria en el proceso generador de los datos (PGD), es decir: $\varphi = 1$. Según la hipótesis alternativa, se supone $|\varphi| < 1$. De acuerdo con Harris y Tzavalis (1999), lo apropiado de cada modelo depende en parte de lo que se conozca del PGD y, por lo tanto, de cómo se formulen las hipótesis nula y alternativa. El modelo (4) es el caso simple del panel homogéneo, el (5) es

un proceso de raíz unitaria con intercepto heterogéneo según la hipótesis nula, y un proceso estacionario con intercepto heterogéneo según la hipótesis alternativa. El modelo (6), que incluye tanto efectos fijos heterogéneos como tendencias individuales, provee una prueba para distinguir entre la hipótesis nula de que cada serie sigue una caminata aleatoria con intercepto, y la hipótesis alternativa de que cada serie es estacionaria alrededor de una tendencia determinista, de manera análoga al caso univariado seguido por Phillips y Perron (1988).

Hadri (1999) ha propuesto una prueba en la que la hipótesis nula establece que las series de tiempo para cada i son estacionarias alrededor de una tendencia determinista, contra la hipótesis alternativa de una raíz unitaria en el panel de datos. Hadri (1999) propone el siguiente modelo:

$$y_{it} = z_{it}^* \gamma + r_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Donde r_{it} es una caminata aleatoria y ε_{it} es un proceso estacionario. Mediante un proceso de iteración hacia atrás es posible escribir (7) como:

$$y_{it} = z_{it}^* \gamma + e_{it} \quad (8)$$

Donde $e_{it} = \sum_{j=1}^t u_{ij} + \varepsilon_{it}$ es la suma acumulada para cada unidad de sección cruzada i de los residuales pasados.

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN EN PANEL

Kao (1999) y Pedroni (1995, 1999) han propuesto pruebas de cointegración para datos organizados en panel empleando el enfoque uniecuacional, según el cual la hipótesis nula es que no existe cointegración entre las variables en cuestión. De igual forma, McCoskey y Kao (1998) han desarrollado una prueba basada en los residuos con el fin de probar la hipótesis nula de no cointegración en lugar de la hipótesis nula de cointegración en el panel. Larsson *et al.* (2001) en un contexto multiecuacional construyen una prueba de panel para el rango de cointegración en paneles heterogé-

neos basada en la media del estadístico de la traza de los individuos desarrollado por Johansen (1995).

Las pruebas propuestas por Kao (1999) son del tipo ADF, similares al enfoque estándar uniecuacional adoptadas en el procedimiento de dos pasos propuesto por Engle y Granger. La hipótesis nula, tanto en el caso de las pruebas de cointegración en panel de Kao (1999) como en las de Pedroni (1995) y (1999), es que la ecuación estimada no está cointegrada. En estas últimas se busca relajar el supuesto de homogeneidad impuesto en las pruebas de Kao.

Pedroni construye tres pruebas no paramétricas que intentan corregir la correlación serial: *a*) un estadístico de razón de varianzas no paramétrico; *b*) una prueba análoga al estadístico-rho de Phillips-Perron (pp) (1988), y *c*) una prueba similar al estadístico *t* de pp.

MÉTODOS DE ESTIMACIÓN EN PANEL PARA VARIABLES COINTEGRADAS

Para los modelos de cointegración en panel, las propiedades asintóticas de los estimadores de los coeficientes de los modelos de regresión y las pruebas estadísticas asociadas son diferentes de las que se estiman por los modelos de cointegración de series de tiempo (véase Baltagi, 2008). Algunas de esas diferencias se han puesto de manifiesto en trabajos recientes como los de Kao y Chiang (2000), Phillips y Moon (1999), Pedroni (2000, 2004) y Mark y Sul (2003), por mencionar los más destacados. Los modelos de cointegración en panel están diseñados para estudiar cuestiones sobre relaciones de largo plazo típicamente encontradas en datos macroeconómicos y financieros. Tales relaciones de largo plazo se postulan con frecuencia mediante la teoría económica o financiera y, por lo tanto, el principal interés para estimar los coeficientes de regresión es probar si se satisfacen o no las restricciones teóricas. Phillips y Moon (1999) y Pedroni (2000) proponen un estimador modificado (FM), que puede verse como una generalización del estimador de Phillips y Hansen (1990), mientras que Kao y Chiang (2000) proponen un método alternativo basado en el estimador de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS), que está inspirado en el trabajo de Saikkonen (1991) y Stock y Watson (1993).

DATOS Y ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

El conjunto de datos empleados proviene del Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados del Congreso de la Unión.⁴ Como variable *proxy* del gasto público se tomó el rubro de “gastos totales”, en miles de pesos constantes de 2003, de cada entidad federativa, que comprende gastos administrativos, de obras públicas y transferencias, entre otros. Mientras que para la variable ingreso se tomó como variable representante el PIB de cada entidad federativa en términos nominales, el cual se encuentra incorporado y presentado de manera informal entre los renglones 161-165 de los cuadros correspondientes a la “situación de las finanzas públicas” de cada estado. Para expresar el PIB de cada estado en términos reales, se dividió el PIB nominal de cada estado entre un deflactor de precios, obtenido al multiplicar por cien el cociente de la variable gasto público en términos nominales entre esta misma variable expresada en términos reales de cada año.⁵

En este trabajo empleamos la especificación propuesta por Peacock y Wiseman (1961), Musgrave (1969) y Goffman y Mahar (1971). De esta manera, nuestro propósito es estimar los parámetros de la siguiente ecuación:

$$gp_{it} = y_{it}'\beta + z_{it}'\gamma + u_{it} \quad (9)$$

Donde i es el subíndice de cada una de las 32 entidades federativas de la República Mexicana, y t es el subíndice de la variable temporal para la muestra que comprende el periodo de 1980 a 2007. De igual forma, gp_{it} y y_{it} son, respectivamente, el gasto público y el PIB de cada entidad federativa; z_{it} son los componentes deterministas. Específicamente, el interés estriba en estimar el valor de β de acuerdo con los métodos propuestos por Chiang y Kao (2000), si éste resulta mayor o igual a la unidad entonces se considera que la evidencia sugiere el cumplimiento de la ley de Wagner

⁴ http://www3.diputados.gob.mx/camara/001_diputados/006_centros_de_estudio/02_centro_de_estudios_de_finanzas_publicas_1.

⁵ Es importante aclarar que el deflactor calculado de esta manera resultó ser igual para todos los estados.

para el ámbito de las entidades federativas de México y, si por el contrario, dicho parámetro es menor a la unidad, la evidencia no sugiere el cumplimiento de dicha ley.

En virtud de que el cumplimiento o no del postulado wagneriano está vinculado con el nivel de desarrollo alcanzado por el país o la región, además de ofrecer evidencia del cumplimiento de dicha ley para la totalidad de los estados de la República Mexicana, pretendemos aportar evidencia en favor de la hipótesis al hacer una segmentación de las entidades federativas con base en su PIB per cápita con información de 2005, para ello clasificamos las entidades federativas en tres estratos. En el primero ubicamos a los estados que tienen un PIB per cápita menor de 55 mil pesos, y este grupo lo denominamos de “menor ingreso”; en el segundo, los que tienen un PIB per cápita entre 56 y 81 mil pesos, “ingreso medio”, y en el tercer estrato a los que en este indicador superan los 82 mil pesos por habitante “mayor ingreso”. El resultado de la clasificación de las entidades federativas de acuerdo con estos criterios se presenta en el cuadro 2.

CUADRO 2. Clasificación de los Estados de acuerdo con su PIB per cápita

<i>Menor ingreso</i>	<i>Ingreso medio</i>	<i>Mayor ingreso</i>
Chiapas	Aguascalientes	Baja California
Guerrero	Colima	Baja California Sur
Hidalgo	Chihuahua	Campeche
México	Durango	Coahuila
Michoacán	Guanajuato	Distrito Federal
Nayarit	Jalisco	Nuevo León
Oaxaca	Morelos	Querétaro
Puebla	San Luis Potosí	Quintana Roo
Tlaxcala	Sinaloa	Tabasco
Veracruz	Sonora	Tamaulipas
Zacatecas	Yucatán	

Fuente: INEGI, <http://www.inegi.org.mx>.

Es necesario aclarar que el orden en el que se presentan los estados en el cuadro 2 por columna es meramente alfabético. De esta manera, si el cumplimiento o no de la ley de Wagner está vinculado con el nivel de desarrollo alcanzado por un país o región, entonces se espera que los resultados de las estimaciones para el estrato denominado de “mayor ingreso” indiquen un coeficiente mayor o igual a la unidad, y de mayor magnitud en comparación con el valor estimado del parámetro correspondiente al grupo de entidades federativas clasificadas como de “menor ingreso”. Es decir, esperamos encontrar evidencia de que el gasto público por entidad federativa se incrementa en forma proporcional al nivel de ingreso y que esta relación es más fuerte para las regiones de mayor ingreso. Por lo tanto, otra ventaja de investigar el cumplimiento de la ley de Wagner en el ámbito de las entidades federativas de México mediante técnicas analíticas de la econometría para datos en panel, es que es posible considerar subgrupos clasificados de acuerdo con el nivel del ingreso per cápita. Se prefirió clasificar a los estados de acuerdo con este criterio en lugar de emplear uno geográfico como el que usan Narayan *et al.* (2008), debido a que en el caso de México las regiones norte, centro y sur, en las que se pudo haber agrupado, involucrarían un mayor grado de heterogeneidad dados los distintos niveles de ingreso per cápita observables en los estados que conforman dichas regiones. En última instancia, no hay un criterio alternativo para clasificar a las entidades federativas en forma homogénea por regiones.

Como se ha señalado, Wagner originalmente consideró el postulado que ahora lleva su nombre como adecuado para explicar la relación entre el gasto público y el ingreso en países, o regiones dentro de países, en las etapas tempranas de su nivel de desarrollo. Investigar el cumplimiento de dicha ley para México como país emergente con este nivel de desagregación ofrece una interesante perspectiva, debido a que proporciona un entorno para probar la ley de Wagner en el ámbito de entidades federativas con diferentes grados de desarrollo económico, lo que permite entender mejor la capacidad explicativa del postulado de Wagner y su posible contribución para el diseño de políticas públicas.

RESULTADOS

En primer lugar, probamos la posible presencia de una raíz unitaria para cada una de las variables del panel. En los cuadros 3 y 4 se presentan los resultados de las diferentes pruebas de raíces unitarias para datos en panel que se llevaron a cabo para el gasto público y el producto, ambos en logaritmos.

CUADRO 3. Pruebas de raíces unitarias en panel para gp_t

Prueba	Componente determinista (z_{it})	Muestra total	Ingreso menor	Ingreso medio	Ingreso menor
LL_1		Est.-t 9.707 [0.000]	Valor-p 5.699 [0.000]	Est.-t 5.806 [0.000]	Valor-p 5.493 [0.000]
LL_2	δ_0	-4.334 [0.000]	-2.4127 [0.008]	-2.290 [0.011]	-3.072 [0.001]
LL_3	$\delta_0 + \delta_{it}$	-3.457 [0.000]	-1.762 [0.039]	-1.662 [0.048]	-2.705 [0.003]
LL_4	α_i	-18.603 [0.000]	-11.230 [0.000]	-11.453 [0.000]	-10.833 [0.000]
LL_5	ν_i	3.162 [0.001]	1.679 [0.047]	1.756 [0.040]	2.221 [0.013]
LL_6	$\alpha_i + \eta_{it}$	-5.435 [0.000]	-4.256 [0.000]	-3.321 [0.000]	-1.363 [0.087]
LL_7		4505.7 [0.000]	1558.6 [0.000]	1557.9 [0.000]	1437.6 [0.000]
LL_8		-0.289 [0.385]	-0.122 [0.451]	-1.539 [0.062]	-1.807 [0.035]
LL_9	α_i	18.536 [0.000]	11.891 [0.000]	5.558 [0.000]	7.711 [0.000]
LL_10	$\alpha_i + \eta_{it}$	47.24 [0.000]	27.949 [0.000]	24.575 [0.000]	26.967 [0.000]
HT_1		0.461 [0.322]	0.309 [0.379]	0.166 [0.434]	0.211 [0.417]
HT_2	α_i	3.398 [0.000]	1.864 [0.031]	-1.307 [0.096]	2.217 [0.013]
HT_3	$\alpha_i + \eta_{it}$	-26.57 [0.000]	-15.566 [0.000]	-15.612 [0.000]	-14.870 [0.000]
UB	δ_0	-7.167 [0.000]	-4.634 [0.000]	-4.593 [0.000]	-2.865 [0.002]
IPS_95 (a)	α_i	7.424 [0.000]	4.458 [0.000]	5.399 [0.000]	3.919 [0.000]
IPS_95 (b)	$\alpha_i + \eta_{it}$	-3.421 [0.000]	-2.037 [0.021]	-1.986 [0.024]	-1.973 [0.024]
IPS_97 (a)	α_i	-7.478 [0.000]	4.490 [0.000]	5.435 [0.000]	3.948 [0.000]
IPS_97 (b)	$\alpha_i + \eta_{it}$	-3.421 [0.000]	-2.037 [0.021]	-1.986 [0.024]	-1.973 [0.024]
IPS_LM (a)	α_i	-4.617 [0.000]	-2.493 [0.001]	-2.287 [0.011]	-2.095 [0.018]
IPS_LM (b)	$\alpha_i + \eta_{it}$	-7.828 [0.000]	-4.410 [0.000]	-4.238 [0.000]	-3.969 [0.000]
Hadri (a)	α_i	27.05 [0.000]	27.511 [0.000]	27.030 [0.000]	25.772 [0.000]
Hadri (b)	$\alpha_i + \eta_{it}$	8.83 [0.000]	8.091 [0.000]	7.470 [0.000]	8.159 [0.000]

Fuente: Elaboración propia. Nota: Pruebas realizadas en Gauss y NPT 1.3. En los casos en que fue necesario la prueba se realizó con un rezago. Los números entre corchetes indican el nivel de significancia del estadístico estimado.

CUADRO 4. Pruebas de raíces unitarias en panel para y_t

Prueba	Componente determinista (z_{it})	Muestra total	Ingreso menor	Ingreso medio	Ingreso menor
		Est.-t	Valor-p	Est.-t	Valor-p
LL_1		7.282 [0.000]	4.868 [0.000]	3.581 [0.000]	4.708 [0.000]
LL_2	δ_0	-2.883 [0.002]	-0.917 [0.179]	-2.200 [0.014]	-2.092 [0.018]
LL_3	$\delta_0 + \delta_i t$	-2.763 [0.030]	-0.889 [0.187]	-2.050 [0.020]	-1.997 [0.023]
LL_4	α_i	-15.960 [0.000]	-3.892 [0.000]	-11.950 [0.000]	-9.504 [0.000]
LL_5	v_t	0.609 [0.271]	0.761 [0.223]	-0.829 [0.203]	1.190 [0.117]
LL_6	$\alpha_i + \eta_i t$	-1.597 [0.055]	-1.847 [0.032]	-2.987 [0.001]	1.261 [0.104]
LL_7		2957.4 [0.000]	1152.5 [0.000]	846.30 [0.000]	1082.9 [0.000]
LL_8		-1.291 [0.098]	-0.478 [0.316]	0.789 [0.215]	-1.807 [0.035]
LL_9	α_i	4.317 [0.000]	3.494 [0.000]	12.579 [0.000]	7.711 [0.000]
LL_10	$\alpha_i + \eta_i t$	26.480 [0.000]	17.031 [0.000]	24.399 [0.000]	26.967 [0.000]
HT_1		0.295 [0.384]	0.132 [0.448]	0.277 [0.391]	0.213 [0.416]
HT_2	α_i	-0.005 [0.498]	-0.168 [0.433]	1.915 [0.028]	1.019 [0.154]
HT_3	$\alpha_i + \eta_i t$	-26.627 [0.000]	-15.627 [0.000]	-15.746 [0.000]	-14.869 [0.000]
UB	δ_0	3.218 [0.001]	1.701 [0.044]	-4.593 [0.000]	4.292 [0.000]
IPS_95 (a)	α_i	9.640 [0.000]	5.601 [0.000]	4.468 [0.000]	5.707 [0.000]
IPS_95 (b)	$\alpha_i + \eta_i t$	-0.550 [0.291]	0.737 [0.230]	-15.576 [0.000]	0.325 [0.373]
IPS_97 (a)	α_i	9.704 [0.000]	5.639 [0.000]	4.501 [0.000]	5.745 [0.000]
IPS_97 (b)	$\alpha_i + \eta_i t$	-0.522 [0.301]	0.764 [0.222]	-1.916 [0.028]	0.347 [0.365]
IPS_LM (a)	α_i	-4.443 [0.000]	-2.493 [0.006]	-2.945 [0.000]	-2.934 [0.002]
IPS_LM (b)	$\alpha_i + \eta_i t$	-7.681 [0.000]	-4.410 [0.000]	-4.788 [0.000]	-4.671 [0.000]
Hadri (a)	α_i	18.00 [0.000]	22.032 [0.000]	21.098 [0.000]	21.097 [0.000]
Hadri (b)	$\alpha_i + \eta_i t$	5.97 [0.000]	11.096 [0.000]	5.964 [0.000]	10.081 [0.000]

Fuente: Elaboración propia. Nota: Pruebas realizadas en Gauss y NPT 1.3. En los casos en que fue necesario la prueba se realizó con un rezago. Los números entre corchetes indican el nivel de significancia del estadístico estimado.

En los casos en los que fue necesario incorporar rezagos, se incorporó un rezago, especificándose las pruebas con y sin tendencia determinista. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias son ambiguos. Aunque la mayoría de las pruebas tiende a rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad, la inclusión de efectos fijos en contraste con efectos fijos y efectos de tiempo

heterogéneos influye claramente en la posibilidad de rechazar la hipótesis nula, como es el caso de las pruebas LL_3 , LL_5 , LL_8 , HT_1 y HT_2 para el gasto público y las pruebas LL_3 , LL_5 , LL_6 , HT_1 , HT_2 , IPS_{95} (b) e IPS_{97} (b) para el PIB. Aun más, la prueba de Hadri, que se basa en la hipótesis nula de estacionariedad, es claramente rechazada para ambas variables, especialmente cuando los efectos fijos son considerados en la especificación.

Dado lo anterior, procedemos a averiguar la posibilidad de que ambas variables se encuentren cointegradas, para lo cual aplicamos diversas pruebas de cointegración en panel. Los resultados se presentan en el cuadro 5:

CUADRO 5. Pruebas de cointegración para gp_{it} y y_{it}

Prueba	Componente determinista (z_{it})	Muestra total		Ingreso menor		Ingreso medio		Ingreso mayor	
		Est.-t	Valor-p	Est.-t	Valor-p	Est.-t	Valor-p	Est.-t	Valor-p
Pedroni (1995)									
$\hat{\rho}$ - 1		-0.172		-0.253		-0.273		-0.175	
$t_{\hat{\rho}}^a$		-485.0	[0.000]	-172.7	[0.000]	-172.7	[0.000]	-145.6	[0.000]
PC_1		-19.30	[0.000]	-16.64	[0.000]	-17.92	[0.000]	-10.94	[0.000]
PC_2		.18.95	[0.000]	-16.34	[0.000]	-17.60	[0.000]	-10.74	[0.000]
Kao (1999)									
DF_{ρ}	α_i	-3.336	[0.000]	-4.492	[0.000]	-5.176	[0.000]	-0.966	[0.167]
DF_t	α_i	-2.501	[0.006]	-2.962	[0.002]	-3.317	[0.001]	-0.759	[0.224]
DF_{ρ}^*	α_i	-12.65	[0.000]	-11.61	[0.000]	-12.41	[0.000]	-5.601	[0.000]
DF_t^*	α_i	-3.948	[0.000]	-3.284	[0.001]	-3.601	[0.000]	-1.805	[0.036]
ADF	α_i	-3.725	[0.000]	-3.320	[0.000]	-3.274	[0.001]	-1.819	[0.035]

Fuente: Elaboración propia. Nota: Pruebas realizadas en Gauss y NPT 1.3. Los números entre corchetes indican el nivel de significancia del estadístico estimado.

Tanto las pruebas de Pedroni (1995) como las de Kao (1999) tienden, en su mayoría, a rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre las variables gasto público y producto interno bruto en el ámbito entidad federativa. De manera paradójica, llama la atención que para el tercer estrato, que corresponde a los estados de mayor ingreso, no se pueda rechazar la hipótesis nula de no cointegración en las pruebas DF_{ρ} y DF_t de Kao (1999),

con un nivel de significancia mayor de 10 por ciento, ni las pruebas DF^* y ADF al nivel de significancia de uno por ciento. En virtud de que las pruebas de cointegración en panel sugieren que las variables gasto público y producto interno bruto a nivel estatal, y para los estratos, se encuentran cointegradas, procedemos a estimar la ecuación (9) por los diversos métodos de estimación en panel, que son *a)* mínimos cuadrados ordinarios (OLS); *b)* el estimador completamente modificado (FM), y *c)* los mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS). Los resultados de la estimación correspondiente a la pendiente, a través de los distintos métodos, se presentan en el cuadro 6.

CUADRO 6. Pendiente $\hat{\beta}$ estimada con diversos métodos

Método	Muestra completa	Ingreso menor	Ingreso medio	Ingreso mayor
OLS	1.4803 (27.49)	3.0889 (19.06)	1.5365 (19.60)	1.0757 (17.13)
FM	1.1419 (11.43)	1.1542 (4.20)	1.1361 (7.58)	1.1353 (10.12)
DOLS*	0.9745 (9.08)	0.9006 (2.91)	1.0995 (6.52)	0.9603 (7.61)

Fuente: Elaboración propia. *Notas:* *Se refiere al método de estimación de los mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (PDOLS) propuesto por Kao y Chiang (2000). Estimaciones realizadas en Gauss y NPT 1.3. Los números entre paréntesis son los estadísticos *t*.

De acuerdo con los resultados de este último cuadro, en la mayoría de los casos el parámetro estimado de interés resultó ser mayor a la unidad o muy próximo a dicho valor, como es el caso de la muestra completa. De manera opuesta a lo que esperábamos encontrar, de acuerdo con la hipótesis de Wagner, de que el grupo de “menor ingreso” resultaría, con los tres estimadores, un parámetro igual a la unidad o muy próximo a ésta, este no fue el caso, en virtud de que es el grupo que mostró el menor parámetro estimado de acuerdo con el estimador DOLS y una mayor amplitud del rango de valo-

res, que tomaron los parámetros estimados con los diferentes estimadores, y por ende una mayor variabilidad en sus coeficientes. Por el contrario, la hipótesis de Wagner sí se cumple para el grupo de “ingreso medio”, ya que todos los parámetros estimados se ubican por arriba de la unidad. De igual forma es importante destacar que el intervalo de variabilidad de las estimaciones del parámetro con los tres métodos es menor en el grupo de “mayor ingreso”, pues van de 0.96 a 1.08, en comparación con los otros, particularmente con el del estrato correspondiente al de “menor ingreso”, que va de 0.90 a 3.09. En virtud de que los valores estimados del coeficiente de interés resultaron ser positivos y mayores a la unidad o muy próximos, encontramos evidencia que tiende a apoyar el cumplimiento de la ley de Wagner para el periodo de estudio en el ámbito estatal en México, principalmente para el grupo denominado de “ingreso medio”.

CONCLUSIONES

El papel de los gobiernos estatales en relación con el destino y uso de los recursos públicos en México ha tendido a cambiar en los últimos años. A pesar de lo anterior, no se han realizado suficientes trabajos que analicen de manera directa el comportamiento de los presupuestos de los gobiernos de los estados de la federación.

En este trabajo hemos investigado si se cumple en México la ley de Wagner en el ámbito de las entidades federativas y si dicho cumplimiento está asociado con el grado de desarrollo económico de dichas entidades. Por ello, este trabajo se diferencia de la literatura al respecto pues brinda evidencia sobre el comportamiento de dicho postulado en el nivel de los estados de la República Mexicana.

Para tal fin empleamos diversas pruebas tanto de raíces unitarias como de cointegración en panel para la muestra en su conjunto, así como para tres subgrupos, los cuales se agruparon de acuerdo con el PIB per cápita de 1980 a 2007. Nuestros resultados sugieren que las variables gasto público y PIB presentan raíces unitarias en panel cuando se encuentran presentes efectos fijos en las pruebas y ambas se encuentran cointegradas, es decir que

poseen una relación de equilibrio de largo plazo en el periodo de estudio. El uso de las pruebas de raíces unitarias y de cointegración para datos en panel es una de las contribuciones de este trabajo, pues esas herramientas analíticas no han sido aplicadas anteriormente para verificar la ley de Wagner en el caso de México.

Debido a que los valores estimados del parámetro que captura la elasticidad del gasto público con respecto al producto, estimados a través de diversos métodos, tanto en el nivel de los subgrupos considerados como en el conjunto de las entidades federativas, resultaron ser mayores a la unidad o muy próximos a ella, lo cual revela que el gasto público estatal es consecuencia tanto del desempeño de la actividad económica de cada estado de la República Mexicana como de su nivel de desarrollo, aunque de acuerdo con la evidencia encontrada esta relación es más fuerte para los estados de ingreso medio y no para los de menor ingreso, como esperábamos encontrar.

No obstante, hay que tener presente que una limitación de los métodos para llevar a cabo el análisis de cointegración en paneles de datos es que no brindan evidencia acerca de la causalidad entre las variables, siendo esta última cuestión de fundamental importancia, por lo que se requiere más investigación al respecto. De esta manera, varias líneas de investigación se desprenden con la finalidad de que se obtenga una respuesta más clara sobre estos puntos, que involucran la utilización de técnicas econométricas y modelos más robustos, como pueden ser las versiones de los modelos VAR o VECM para datos en panel.

No obstante, los resultados de esta investigación sugieren que el cumplimiento de la ley de Wagner está estrechamente vinculado con el nivel de desarrollo alcanzado por las entidades federativas de la República Mexicana. De lo anterior se deduce que para elevar los niveles de gasto público en ellas, con fines redistributivos o de bienestar social, es necesario impulsar políticas económicas que tiendan a promover el crecimiento económico por estado, ya que el gasto público en ese nivel posee elasticidad unitaria con respecto al crecimiento económico observado en ellos y esta incidencia al parecer es mayor en los estados que tienen un nivel de ingreso medio. **GE**

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abizadeh, S. y M. Yousefi (1988), "An Empirical Examination of Wagner's Law", en *Economics Letters*, 26, pp. 169-173.
- ____ (1998), "An Empirical Analysis of South Korea's Economic Development and Public Expenditure Growth", en *Journal of Socio-Economics*, 27, pp. 687-700.
- Ahsan, S.M., A.C. Kwan y B.S. Sahni (1996), "Cointegration and Wagner's Hypothesis: Time Series Evidence for Canada", en *Applied Economics*, 28, pp. 1055-1058.
- Al-Faris, A.F. (2002), "Public Expenditure and Economic Growth in the Gulf Cooperation Council Countries", en *Applied Economics*, 34 (9), pp. 1187-1193.
- Ansari, M.I., D.V. Gordon y C. Akuamoah (1997), "Keynes *versus* Wagner: Public Expenditure and National Income for Three African Countries", en *Applied Economics*, 29 (4), pp. 543-550.
- Asseery, A.A., D. Law y N. Perdikis (1999), "Wagner's Law and Public Expenditure in Iraq: A Test Using Disaggregated Data", en *Applied Economics Letters*, 6, pp. 39-44.
- Baltagi, B.H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, 4^a ed., Chichester, John Wiley and Sons.
- Bird, R.M. (1971), "Wagner's Law of Expanding State Activity", en *Public Finance*, 26, pp. 1-26.
- Biswal, B., U. Dhawan y H.Y. Lee (1999), "Testing Wagner *versus* Keynes using Disaggregated Public Expenditure Data for Canada", en *Applied Economics*, 31, pp. 1283-1291.
- Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", en B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, 15, Ámsterdam, JAI, pp. 161-178.
- Burney, N.A. (2002), "Wagner's Hypothesis: Evidence from Kuwait Using Cointegration Test", en *Applied Economics*, 34 (1), pp. 49-57.
- Caballero Urdiales, E. y J. López Gallardo (2012), "Gasto público, im-

- puesto sobre la renta e inversión privada en México”, en *Investigación Económica*, LXXI (280), abril-junio, pp. 55-84.
- Cavusoglu, T. (2005), “Testing the Validity of Wagner’s Law in Turkey: The Bounds Testing Approach”, en *Ankara University SBF Review*, 60 (1), pp. 73-88.
- Chang, T., W. Liu y S. Caudill (2004), “A Re-examination of Wagner’s Law for Ten Countries Based on Cointegration and Error-correction Modelling Techniques”, en *Applied Financial Economics*, 14, pp. 577-589.
- Chiang, M.H. y C. Kao (2000), “Non-stationary Panel Time Series Using NPT 1.1: A User Guide”, Syracuse University, Center for Policy Research, Siracusa.
- Chlestos, M. y C. Kollias (1997), “Testing Wagner’s Law using Disaggregated Public Expenditure Data in the Case of Greece (1953-1993)”, en *Applied Economics*, 29, pp. 371-377.
- Courakis, A.S., F. Moura-Roque y G. Tridimas (1993), “Public Expenditure Growth in Greece and Portugal: Wagner’s Law and Beyond”, en *Applied Economics*, 25, pp. 125-134.
- Díaz-Pedroza, J., A. Sánchez-Vargas y M.A. Mendoza-González (2009), “Convergencia hacia la economía regional líder en México. Un análisis de cointegración en panel”, en *El Trimestre Económico*, 76 (2), pp. 407-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, en *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Florio, Massimo y Sara Colautti (2005), “A Logistic Growth Theory of Public Expenditures: A study of Five Countries over 100 Years”, *Public Choice*, 122 (3), pp. 355-393.
- Galindo, L. y R. Cordera (2005), “Las relaciones de causalidad entre el gasto público y el producto en México: ¿Existe evidencia de cambio estructural?”, en *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 4 (4), pp. 369-386.
- Goffman, I.J. y D. Mahar (1971), “The Growth of Public Expenditures

- in Selected Developed Nations: Six Caribbean Countries”, en *Public Finance*, 26 (1), pp. 57-74.
- Guadarrama Velázquez, C. (2006), “Determinantes del gasto estatal en México”, en *Gestión y Política Pública*, XV (1), pp. 83-108.
- Gyles, A.F. (1991), “A Time Domain Transfer Function Model of Wagner’s Law: The Case of the United Kingdom Economy”, en *Applied Economics*, 23, pp. 327-330.
- Hadri, K. (1999), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root in Panel Data with Serially Correlated Errors,” manuscrito, Liverpool, Department of Economics and Accounting-University of Liverpool.
- Hadri, K. (2000), “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, en *Econometrics Journal*, 3, pp. 148-161.
- Halicioglu, F. (2003), “Testing Wagner’s Law for Turkey, 1960-2000”, en *Review of Middle East Economics and Finance*, 1, pp. 129-140.
- Harris, R. y E. Tzavalis (1999), “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed”, en *Journal of Econometrics*, 91, pp. 201-226.
- Harris, R. y R. Sollis (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Chichester, John Wiley and Sons.
- Hayo, B. (1994), “No Further Evidence of Wagner’s Law for Mexico”, en *Public Finance*, 49, pp. 287-294.
- Henrekson, M. (1993), “Wagner’s Law: A Spurious Relationship”, en *Public Finance*, 48, pp. 406-415.
- Hondroyiannis, G. y E. Papapetrou (1995), “An Examination of Wagner’s Law for Greece: A Cointegration Analysis”, en *Public Finance*, 50, pp. 67-79.
- Im, K., H. Pesaran y Y. Shin (1995), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, manuscrito, Cambridge, University of Cambridge.
- _____(1997), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, mimeo, Cambridge, University of Cambridge, Department of Applied Economics.

- _____ (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, en *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- Islam, A.M. (2001), “Wagner’s Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests for the USA”, en *Applied Economics Letters*, 8, pp. 509-515.
- Iyare, S.O. y T. Lorde (2004), “Cointegration, Causality and Wagner’s Law: Tests for Selected Caribbean Countries”, en *Applied Economics Letters*, 11 (13), pp. 815-825.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Kao, C. (1999), “Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data”, en *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.
- Kao, C. y M.H. Chiang (2000), “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data”, en *Advances in Econometrics*, 15, pp. 179-222.
- Khan, A.H. (1990), “Wagner’s Law and the Developing Economy: Time Series Evidence from Pakistan”, en *Indian Journal of Economics*, 38, pp. 115-123.
- Kolluri, B.R., M.J. Panik y M.S. Wahab (2000), “Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from G7 Countries”, en *Applied Economics*, 32 (8), pp. 1059-1068.
- Lachler, U. y D. Aschauer (1998), “Public Investment and Economic Growth in Mexico”, *Policy Research Working Paper 1964*, agosto, Banco Mundial.
- Larsson, R., J. Lyhagen y M. Löthgren (2001), “Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels”, en *Econometrics Journal* 4, pp. 109-142.
- Levin, A. (1993), “Unit Root Tests in Panel Data: New Results”, University of California, San Diego, Working Paper.
- Levin, A. y C.F. Lin (1992), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties”, Documento de Debate 92-23, University of California, San Diego.
- Lin, C.A. (1995), “More Evidence on Wagner’s Law for Mexico”, en *Public Finance*, 50, pp. 262-277.

- Maddala, G.S. y S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652.
- Mann, A.J. (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico", en *National Tax Journal*, 33 (2), pp. 189-201.
- Mark, Nelson C. y Donggyu Sul (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand," en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 6 (5), pp. 655-680.
- McCoskey, Suzanne y C. Kao (1998), "A Residual-based Test of the Null of Cointegration in Panel Data", en *Econometric Reviews*, 17 (1), pp. 57-84.
- Meltzer, A.H. y S.F. Richard (1981), "A Rational Theory of the Size of Government", en *Journal of Political Economy*, 89, pp. 914-927.
- Murthy, N.R. (1993), "Further Evidence for Wagner's Law for Mexico: An Application of Cointegration Analysis", *Public Finance*, 48 (1), pp. 92-96.
- Musgrave, R.A. (1969), *Fiscal Systems*, New Haven y Londres, Yale University Press.
- Nagarajan, P. y A. Spears (1990), "An Econometric Test of Wagner's Law for Mexico: A Re-examination", en *Public Finance*, 45 (1), pp. 165-168.
- Narayan, P.K., I. Nielsen y R. Smyth (2008), "Panel Data, Cointegration, Causality and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces", en *China Economic Review*, 19 (2), pp. 297-307.
- Nelson, C.M. y S. Donggyu (2003), "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (5), pp. 655-680.
- Niskanen, W.A. (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago, Aldine-Atherton.
- Nomura, M. (1995), "Wagner's Hypothesis and the Displacement Effect in Japan, 1960-1991", en *Public Finance*, 50, pp. 121-135.
- Oxley, L. (1994), "Cointegration, Causality and Wagners Law: A Test for Britain 1870-1913", en *Scottish Journal of Political Economy*, 41, pp. 286-297.

- Peacock, A. y A. Scott (2000), "The Curious Attraction of Wagner's Law", en *Public Choice*, 102, pp. 1-17.
- Peacock, A. y J. Wiseman (1961), *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Oxford, Oxford University Press.
- Pedroni, P. (1995), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis", Indiana University Working Papers in Economics, 95-013, junio.
- _____, (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 653-670.
- _____, (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", Department of Economics Working Papers 2000-03, Williams College, Department of Economics.
- _____, (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", en *Econometric Theory*, 20 (3), junio, pp. 597-625.
- Persson, T. y G. Tabellini (1990), *Macroeconomic Policy, Credibility and Politics*, Londres, Harwood Academic.
- Phillips, P. y H. Bruce (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", en *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.
- Phillips, P. y H. Moon (1999), "Linear Regression Limit Theory for Non-stationary Panel Data", en *Econometrica*, 67 (5), pp. 1057-1112.
- _____, (2000), "Non-stationary Panel Data Analysis: An Overview of some Recent Developments", en *Econometric Reviews*, 19 (3), pp. 263-286.
- Phillips, P. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", en *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Ram, R. (1987), "Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from Real Data for 115 Countries", en *Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 194-204.
- Ramírez, M. (2004), "Is Public Infrastructure Investment Productive in

- the Mexican Case? A Vector Error Correction Analysis”, en *Journal of International Trade and Economic Development*, 13 (2), pp. 159-178.
- Rodríguez Benavides, D., F. Venegas-Martínez y V. Lima Santiago (2013), “La ley de Wagner versus la hipótesis keynesiana: El caso de México: 1950-2009”, en *Investigación Económica*, LXXII (283), enero-marzo, pp. 69-98.
- Saikkonen, P. (1991), “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, en *Econometric Theory*, 7, pp. 1-21.
- Sideris, D. (2007), “Wagner’s Law in 19th Century Greece: A Cointegration and Causality Analysis”, Bank of Greece Working Papers, 64.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, en *Econometrica*, 61, pp. 783-820.
- Sun, K.N. (1997), “A Political/Economic Analysis of Taiwan Government Spending Growth”, en *Public Finance Review*, 29, pp. 1-20.
- Thornton, J. (1999), “Cointegration, Causality and Wagner’s Law in 19th Century Europe”, en *Applied Economics Letters*, 6 (7), pp. 413-416.
- Tobin, D. (2005), “Economic Liberalization, the Changing Role of the State and Wagner’s Law: China’s Development Experience since 1978”, en *World Development*, 33, pp. 729-743.
- Wagner, A. (1877), *Finanzwissenschaft*, Leipzig, C.F. Winter.
- Wahab, M. (2004), “Economic Growth and Government Expenditure: Evidence from a New Test Specification”, en *Applied Economics*, 36 (19), pp. 2125-2135.
- Yousefi, M. y S. Abizadeh (1992), “Growth of State Government Expenditures: Empirical Evidence from the United States”, en *Public Finance*, 47, pp. 322-339.