Gasto público y crecimiento en América Latina y España, 1960-2000

Daniel Díaz Fuentes*

Julio Revuelta López⁺

Resumen

El presente trabajo analiza el cumplimiento de la ley de Wagner y la conjetura keynesiana en España y América Latina desde 1960 hasta 2000. Para ello nos servimos de una metodología basada en la cointegración en panel y series temporales, realizando una contrastación innovadora en el estudio comparativo de estas economías. Los resultados muestran el cumplimiento de la conjetura keynesiana para el periodo 1960-2000 en la economía española y de la propuesta wagneriana en la mayoría de los países latinoamericanos en las mismas fechas.

Palabras clave: Causalidad de Granger, Cointegración, Gasto público, Ley de Wagner.

Clasificación JEL: H50, N40, N42.

* Profesor titular, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria, diazd@unican.es

⁺ Profesor asociado, Departamento de Economía, Universidad de Cantabria, julio.revuelta@unican.es

1. Introducción

El papel del sector público en la economía es una cuestión que ha centrado numerosas disputas entre los economistas durante siglos. Todos los grandes pensadores de esta ciencia han dedicado parte de sus escritos a exponer su opinión, con mayor o menor aceptación y grado de seguimiento, sobre este tema. Dos de ellos nos van a interesar en este trabajo, Adolph Wagner y John Maynard Keynes. Ambos creyeron que el peso directo del sector coercitivo aumentaría con el tiempo, si bien con un límite. No obstante, para el alemán esta era una cuestión derivada de un crecimiento económico previo, mientras que el economista británico consideraba necesario un Estado más fuerte que ayudase al progreso de la economía mediante determinadas políticas. Desde que estos dos economistas establecieran sus teorías ha pasado mucho tiempo, pero la cuestión del gasto público y el crecimiento siempre ha seguido entre los temas más importantes a tratar por economistas e instituciones públicas. Hoy en día organismos como el Fondo Monetario Internacional (FMI), el Banco Mundial (BM), la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) o la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) se muestran vivamente interesados en estos debates, participando en ellos activamente, al considerar que forma parte de sus atribuciones.

La pregunta principal que motiva el trabajo que se va a desarrollar en las siguientes páginas es ¿qué tipo de relación histórica ha habido entre el gasto público y el PIB en España y América Latina? Para ello nos fijamos los últimos cuarenta años del siglo XX como horizonte temporal. En la búsqueda de una respuesta realizaremos un análisis innovador al aplicar una metodología que no se había utilizado anteriormente en el estudio comparativo del gasto público y el crecimiento en estas economías.

La estructura que vamos a seguir es la siguiente. El próximo apartado estará dedicado a aclarar las teorías que vamos a contrastar, la ley de Wagner y la conjetura keynesiana. Tras este vendrá otro epígrafe en el que realizaremos una amplia revisión de la literatura dedicada al estudio empírico de ambas. En el siguiente apartado expondremos las características de los datos con los que vamos a trabajar y la metodología que seguiremos. Acto seguido presentaremos los resultados a los que ha dado lugar la investigación. Finalmente, un apartado

dedicado a las conclusiones intentará mostrar las líneas más importantes del estudio.

2. Marco teórico

Con el nombre de "ley de Wagner" es como se denomina la "ley de la creciente expansión de la actividad pública, especialmente de la del Estado" o "ley de crecimiento de los gastos públicos" expuesta por Adolph Wagner en 1883. En ella, la tesis principal es que cuanto mayor sea la renta nacional de un país, mayor será el tamaño del sector público de ese territorio, tanto a nivel absoluto como relativo², en relación a la renta. En términos prácticos, el significado de la anterior ley es que, suponiendo que una economía progresa con el tiempo, el sector público tendrá un peso creciente, desplazando a la actividad privada. Sin embargo, esta tendencia no implica que en el futuro el sector público vaya a tener el control absoluto de toda la riqueza de un país, dado que el mismo Wagner reconoce que hay un límite a la expansión del sector coercitivo³. Por lo tanto, parece que el economista alemán nos indica que la evolución relativa del gasto público, si la renta nacional aumenta, será positiva y logarítmica.

Para que la ley se cumpla deben darse las siguientes condiciones: que la renta per cápita se incremente, que las instituciones y la tecnología cambien para favorecer el proceso de crecimiento y, por último, es necesario que el grado de participación política aumente, esto es, se incida en la democratización⁴.

Conocidas las necesidades para que la ley funcione, las causas⁵ por las que lo hará son las que siguen. Primero, los cambios tecnológicos y el mayor capital necesario para la explotación de determinadas actividades, provocarán que se creen monopolios en manos privadas. En este contexto, el Estado actuará para

¹ Se puede encontrar en el tercer capítulo del libro VI de Wagner (1912: 376-401) o en Wagner (1967: 8).

Este es uno de los puntos polémicos a la hora de estudiar la ley. Como apunta Comín (1985b: 319), no se ha aclarado si el alemán se refería al incremento absoluto del gasto público, al relativo o a ambos. Hay autores como Lagares (1975: 20) que afirman que Wagner no tuvo nunca en cuenta la dimensión relativa, mientras que otros como Bird (1971) o Timm (1961) sostienen la postura contraria.

Dado este conflicto, hemos considerado que lo más idóneo para la contrastación empírica de la ley es no dejar fuera ninguna de las dos interpretaciones, ya que tal como indican Peacock y Scott (2000) ambas interpretaciones se pueden considerar correctas.

³ Wagner (1967: 8).

⁴ Es evidente que Wagner tenía en mente incrementos relativos de la participación democrática, nunca habló de un determinado nivel deseable.

⁵ Bird (1971).

neutralizar los efectos monopolísticos. Además, en algunos casos puede que la inversión necesaria para llevar a cabo la producción de determinados bienes sea tan grande que tan sólo pueda llevarla a cabo la acción pública. La segunda causa es que el crecimiento económico, asegurado por la división del trabajo en la que está basada la industrialización, provocará que las relaciones humanas se vuelvan más complejas, ya que la industrialización lleva consigo la expansión demográfica y la urbanización. Por ello, la comunicación y las disputas legales se enmarañarán más, incrementando los costes. De modo que el Estado sustituirá a la iniciativa privada en determinados aspectos relacionados con labores protectoras y administrativas. El último motivo es el aumento de las funciones públicas redistributivas y educativas, ya que, según Wagner, los bienes y servicios relacionados con estas actividades son superiores, esto es, varían más que proporcionalmente en relación con la renta.

Si en la ley de Wagner la relación de causalidad va del crecimiento de la renta al incremento del tamaño del sector público, con la conjetura keynesiana nos encontramos ante el caso opuesto. Un mayor gasto público hará que la economía crezca más. Como nota aclaratoria, la calificación de esta idea como keynesiana no se hace porque fuera originalmente de Keynes, ya que es una proposición anterior a él, pero sí se le debe reconocer el hecho de que fuera quien, junto a sus seguidores, más contribuyó a la extensión de esta visión⁶.

Estas dos teorías, la de Wagner y la de Keynes, serán las que intentaremos contrastar en adelante. No seremos, ni mucho menos, los primeros en hacerlo, como se mostrará en el siguiente apartado, pero sí que supondrá una novedad la aplicación de la metodología que emplearemos, tanto de series temporales como de panel, en el análisis comparativo de España y América Latina.

3. Revisión de la literatura

La literatura en torno a la ley de Wagner y su contrastación empírica es muy amplia, dándose origen a ella tras la traducción al inglés de la obra del economista alemán a mediados del siglo pasado⁷. Desde entonces, una creciente lista de

⁶ De hecho, el economista británico no fue es más ferviente defensor de esta vía. Muchos de sus seguidores no sólo le tomaron la palabra sino que la reforzaron.

⁷ Wagner (1967).

artículos han ido comprobando⁸, o refutando, la veracidad de la ley para múltiples países y periodos. En todo este tiempo se ha vivido un cambio en la metodología que se ha usado tradicionalmente por otra que ha recogido modernos avances econométricos, como veremos, Tabla 1⁹, en este repaso a algunos de los principales artículos de la materia.

Como muestra de los análisis tradicionales encontramos las obras de Ram (1987) y Courakis, Moura-Roque y Tridimas (1993). El primer trabajo busca evidencia de la hipótesis wagneriana en 115 países para el periodo 1950-1980. Con tal fin usa dos modelos que recogen las especificaciones relativa y absoluta de la ley. La conclusión a la que llega es que esta se cumple tan sólo en las naciones desarrolladas (únicamente en la versión absoluta, ya que la relativa muestra coeficientes no significativos). En el segundo estudio, para Grecia y Portugal en los años 1958-1985, desagregan el gasto público en consumo, inversión y transferencias, cumpliéndose la ley, tan sólo, en las transferencias en Grecia y el consumo en Portugal.

En el caso español, con la metodología tradicional, el primer trabajo realizado es el de Lagares (1975) que tomando un lapso temporal relativamente largo, 1900-1972, llega a la conclusión de que se cumple la ley de Wagner, en su especificación relativa. Además, también desagrega el gasto por componentes funcionales y estudia otros factores que han podido influir en su incremento, como el nivel de precios o las perturbaciones sociales y económicas.

El artículo de Villaverde (1983) viene a confirmar los resultados de Lagares, si bien en este caso se contrasta la versión absoluta de la ley para los años que van de 1964 a 1979, de nuevo para el total y los componentes desagregados.

El último trabajo que se ha ocupado de España, con esta metodología, es el de Comín (1985). En él se utiliza el modelo absoluto en términos per cápita con los gastos públicos totales, por una parte, y descontando los bélicos, por otra, concluyendo que se debe aceptar la proposición de Wagner es ambos casos.

Granger y Newbold (1974) muestran que al trabajar con series no estacionarias el resultado puede ser erróneo ya que las relaciones quizás sean espurias. Los trabajos anteriores, y el resto que usaban la metodología tradicional, no están

⁸ La mayoría de las obras han aceptado la ley.

⁹ G=Gasto público, Gpc=Gasto público per cápita, G%Y=Porcentaje del gasto público sobre el PIB, Y=PIB, Ypc=PIB per cápita.

libres de este riesgo, por lo que sus conclusiones pueden estar equivocadas. De hecho, Henrekson (1993) se pregunta si no ocurrirá esto con los estudios que no han empleado un análisis de cointegración, Engle y Granger (1987), siendo él el primero en aplicarlo al estudio de la ley de Wagner. Con tal fin toma las series del PIB per cápita y el porcentaje del gasto público sobre el PIB de Suecia para el largo periodo 1861-1990. Aplicando el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF) determina que ambas series son I(1), es decir, no estacionarias. Después realiza el test de cointegración de Engle-Granger, rechazando la cointegración, por lo que al no haber relación de largo plazo entre las variables, la ley de Wagner no se cumple.

Siguiendo la nueva metodología, Oxley (1994) encuentra evidencia del cumplimiento de la ley en el Reino Unido entre 1870 y 1913. Para ello vuelve a usar los test ADF y de Engle-Granger pero también introduce el de cointegración de Johansen. Además, completa el análisis determinando la relación de causalidad entre las variables con el test de Granger.

Una gran variedad de nuevos estudios han seguido el camino abierto por Henrekson y Oxley. Uno de ellos es el de Ansari, Gordon y Akuamoah (1997), que añaden la conjetura keynesiana a la ley de Wagner como objeto de su obra. Ninguna de las dos proposiciones encuentra soporte empírico en este caso, para Ghana (1963-1988), Kenia (1964-1989) y Sudáfrica (1957-1990), ya que el gasto público y el ingreso nacional no se encuentran cointegrados.

Chletsos y Kollias (1997) rechazan que se cumpla la hipótesis wagneriana en el caso griego entre 1958-1993 al no existir relación de largo plazo entre los componentes del gasto y el PIB per cápita, excepto en el caso militar. No obstante, hemos de recordar que es este capítulo, precisamente, el que debe descontarse para seguir fielmente la propuesta del alemán.

Una nueva evidencia a favor de la ley de Wagner es la encontrada por Asseery, Law y Perdikis (1999). En su artículo determinan que hay cointegración entre el gasto público (también para la mayoría de los componentes en que lo dividen) y la producción, además de causalidad de la segunda al primero, entre 1950 y 1980 en Irak.

Otro resultado que acepta la propuesta es el obtenido por Biswal, Dhawan y Lee (1999) para 1950-1995 en Canadá, siendo el consumo público el que provoca que haya cointegración entre el gasto total y el PIB.

Kolluri, Panik y Wahab (2000) analizan la relación entre gastos públicos y PIB para Canadá, Francia, Italia, Japón, Reino Unido, Estados Unidos y Alemania, es decir, el G7. Encuentran que hay cointegración en todos los casos excepto para el gasto gubernamental en consumo en Estados Unidos y en transferencias en Alemania. Tras esto, aplican el modelo de corrección de error¹⁰ (MCE) con el fin de diferenciar las elasticidades de largo y corto plazo. El resultado muestra que todas las elasticidades de largo plazo de las relaciones cointegradas son superiores a la unidad, confirmándose la ley de Wagner.

También parece corroborarse entre 1970 y 1997 en Arabia Saudí, Emiratos Árabes Unidos, Kuwait, Omán, Bahrain y Qatar, como se puede observar en Al-Faris (2002), que aplica el test de cointegración de Johansen y el de causalidad de Granger para llegar a este resultado.

No ocurre lo mismo en el análisis de Iyare y Lorde (2004) para nueve países del Caribe. De los seis modelos que especifican con el fin de contrastar la ley de Wagner tan sólo encuentran cointegración en tres países (Granada, Guyana y Jamaica) en uno de ellos, existiendo causalidad favorable a la proposición wagneriana en un caso (Guyana) y a la keynesiana en los otros dos (Granada y Jamaica).

Narayan, Prasad y Singh (2007) llevan a cabo el test de cointegración de Johansen y el de causalidad de Granger sobre la versión absoluta de la ley de Wagner, consiguiendo unos resultados que la apoyan en las Islas Fiji, entre 1970 y 2002.

Hay tres trabajos que han aplicado la metodología de cointegración y causalidad a la economía española, estos son Jaén y Molina (1997), Jaén y Molina (1999) y Jaén (2004). Los dos primeros toman la versión relativa de la ley de Wagner como modelo a contrastar, para 1940-1992 y 1901-1992 en cada uno de ellos. Tras realizar los pertinentes tests de raíces unitarias (ADF y Phillips-Perron), cointegración (Johansen) y causalidad (Granger) llegan a la conclusión de que no se cumple la ley en ninguno de los dos casos. Sin embargo, el último trabajo sí encuentra evidencia empírica favorable a los postulados wagnerianos. La diferencia con los otros dos artículos es que en este se toman seis modelos distintos que recogen las dos versiones de la ley. Además también varía el

_

¹⁰ También utilizado en Akitoby, Clements, Gupta e Inchauste (2006) para obtener las elasticidades en 51 países en desarrollo y en Clements, Faircloth y Verhoeven (2007) para 17 países de América Latina.

periodo, reduciéndose al que va desde 1960 hasta 1995. Aplicando los mismos tests, pero con estas variaciones, el resultado es el comentado.

La metodología anterior se ha aplicado a series temporales, incluso cuando había varios países y era posible hacer un análisis de panel este ha sido obviado en todos los casos. Por lo tanto, realizar un análisis de panel de cointegración y causalidad supone un avance metodológico. El estudio de Narayan, Nielsen y Smyth (2008) es el primero en utilizar esta, relativamente reciente¹¹ metodología al examinar la relación entre el gasto público y el crecimiento económico en las provincias chinas entre 1952 y 2003, tanto a nivel agregado como por habitante. En primer lugar realizan el test ADF-Fisher para comprobar si las series son estacionarias o no. Tras esto llevan a cabo el test de cointegración de panel de Pedroni, resultando ser variables cointegradas. Después calculan las elasticidades para ambos modelos, siendo mayor que la unidad tan sólo en algunas provincias. Finalmente, comprueban la dirección de la causalidad con el test de Granger, siendo esta bidireccional. Por lo tanto, tan sólo pueden aceptar el cumplimiento de la ley en algunos casos, debido a las elasticidades estimadas.

Por último, también Lamartina y Zaghini (2008) comprueban la validez de la ley de Wagner con esta metodología para 23 países de la OCDE entre 1970-2006. Usan una batería de diferentes tests de raíz unitaria (Hadri; Levin, Lin y Chu; Breitung; Im, Pesaran y Shin; ADF-Fisher) y los de Pedroni y Kao de cointegración. Uniendo a lo anterior la estimación de la elasticidad de largo plazo para el panel la conclusión es la ya expuesta.

_

¹¹ Pedroni (1999). El hecho de que esta nueva metodología sea tan reciente es lo que hace que su uso no esté tan extendido como la anterior.

Tabla 1
Resumen revisión bibliográfica

	Países	Periodo	Var. Dep.	Var. Ind.	Metodología	Ley de Wagner
Al-Faris, A. F. (2002)	Países CCG	1970-1997	G%Y, Gpc	Ypc	Cointegración y causalidad	Sí
Ansari, M. I., Gordon, D. V. y Akuamoah, C. (1997)	Ghana, Kenia y Sudáfrica	1957-1990	Gpc	Үрс	Cointegración y causalidad	No
Asseery, A. A., Law, D. y Perdikis, N. (1999)	Irak	1950-1980	, ,	Υ	Cointegración y causalidad	Sí
Biswal, B., Dhawan, U. y Lee, H. Y. (1999)	Canadá	1950-1995	G(desagregado) y Gpc(desagregado)	Y, Ypc	Cointegración y causalidad	Sí
Chletsos, M. y Kollias, C. (1997)	Grecia	1958-1993		Үрс	Cointegración y causalidad	No
Comín, F. (1985)	España	1901-1972	Gpc(total y sin defensa)	Ypc	Regresión MCO	Sí
Courakis, A. S., Moura-Roque, F. y Tridimas, G. (1993)	Grecia y Portugal	1958-1985	1 (0 0 ,	Ypc	Regresión MCO	Sólo para gasto en transferencias en Grecia y en consumo en Portugal
Henrekson, M. (1993)	Suecia	1861-1990	G%Y	Ypc	Cointegración	No
lyare, S. O. y Lorde, T. (2004)	9 países del Caribe	1950-2000	G, C, G%Y, Gpc	Y, Ypc	Cointegración y causalidad	No
Jaén, M. (2004)	España	1960-1995	G, C, G%Y, Gpc	Y, Ypc	Cointegración y causalidad	Sí
Jaén, M. y Molina, A. (1997)	España	1940-1992	G%Y	Ypc	Cointegración y causalidad	No
Jaén, M. y Molina, A. (1999)	España	1901-1992	G%Y	Үрс	Cointegración y causalidad	No
Kolluri, B. R., Panik, M. J. y Wahab, M. S. (2000)	G 7	1960-1993	G(desagregado)	Υ	Cointegración y MCE	Sí
Lagares, M. J. (1975)	España	1900-1972	G%Y(desagregado)	Ypc	Regresión MCO	Sí
Lamartina, S. y Zaghini, A. (2008)	23 países OCDE	1970-2006	G	Ypc	Panel cointegración	Sí
Narayan, P. K., Nielsen, I. y Smyth, R. (2006)	China	1952-2003	G, Gpc	Y, Ypc	Panel cointegración y causalidad	Sólo en algunas provincias
Narayan, P. K., Prasad, A. y Singh, B. (2007)	Islas Fiji	1970-2002	G	Υ	Cointegración y causalidad	Sí
Oxley, L. (1994)	Reino Unido		G, G%Y	Υ	Cointegración y causalidad	Sí
Ram, R. (1987)	115 países	1950-1980	G, G%Y	Y, Ypc	Regresión MCO	Sólo en países desarrollados
Villaverde, J. (1983)	España	1964-1979	G(desagregado)	Υ	Regresión MCO	Sí

Fuentes: Elaboración propia.

4. Datos y metodología

Hemos trabajado con series de gasto del gobierno central (G), PIB (Y) y población (N) de cada una de las naciones analizadas. Combinando las variables anteriores calculamos el gasto del gobierno central por habitante $(\frac{G}{N})$, el PIB per cápita $(\frac{Y}{N})$ y el porcentaje del gasto gubernamental sobre la producción del país

 $(\frac{G}{V})$. Por otra parte, hemos eliminado el efecto de los precios al tomar las variables en términos constantes, homogeneizando los datos del panel latinoamericano en dólares de 1970 ajustados por la paridad de poder de compra. Las fuentes de las que hemos obtenido los datos para España son Comín y Díaz Fuentes (2005a), Prados de la Escosura y Rosés (2005) y Nicolau (2005). Por su parte, los datos de los diecinueve países¹² de América Latina que estudiamos proceden de OxLAD (2008), INEGI (1994) e IBGE (2003).

El periodo estudiado corresponde a los 41 años que van de 1960 a 2000, que proporciona una buena idea de la evolución a largo plazo de las economías seleccionadas.

Ahora centraremos nuestra atención en cómo vamos a testar el cumplimiento, o no, de la hipótesis wagneriana, y su opuesta, la keynesiana. Las relaciones funcionales con las que la literatura ha abordado la ley de Wagner a lo largo de la historia han variado notablemente. En las siguientes páginas nos serviremos de una batería compuesta por cinco¹³ de estas relaciones¹⁴, las más comunes, para contrastar la hipótesis del alemán. Estas son:

$$\ln G = \alpha + \beta \ln Y \tag{1}$$

$$\ln G = \alpha + \beta \ln \frac{Y}{N} \qquad (2)$$

¹² Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y

¹³ La primera de las funciones, con forma G = F(Y) fue propuesta por Peacock y Wiseman en 1961. Por su parte, Gupta trabajó con la relación $\frac{G}{N} = f(\frac{Y}{N})$ en 1967. Un año después, Goffman creyó que la ley de Wagner quedaba mejor reflejada como $G = f(\frac{Y}{N})$. Por último, Musgrave, en 1969, y Mann, en 1980 interpretaron el gasto público al que hacía referencia el economista alemán como porcentaje del PIB contrastando los modelos $\frac{G}{Y} = f(\frac{Y}{N})$ y $\frac{G}{Y} = f(Y)$, respectivamente.

Más información en Iyare y Lorde (2004) y Jaén (2004).

¹⁴ Aunque los cinco modelos se usan para contrastar la ley de Wagner debe aclararse que no son idénticos dado que al tomar distintos agregados cada uno mide un tipo de relación. Así, los dos primeros tienen el gasto público total como variable dependiente (versión absoluta), el 3 y el 4 el peso de este sobre el PIB (versión relativa) y el quinto el gasto per cápita (versión absoluta per cápita). La otra diferencia sustancial se da en la variable explicativa, que se presenta como PIB total o por habitante. Sin embargo, pese a ser distintos, los cinco modelos pueden quedar en tres, ya que, como muestra Henrekson (1993:3-4), los modelos 1 y 3 son equivalentes (pero no iguales), de la misma forma que el cuarto y el quinto.

$$\ln \frac{G}{Y} = \alpha + \beta \ln Y \qquad (3)$$

$$\ln \frac{G}{Y} = \alpha + \beta \ln \frac{Y}{N} \qquad (4)$$

$$\ln \frac{G}{N} = \alpha + \beta \ln \frac{Y}{N} \qquad (5)$$

La metodología que vamos a aplicar en nuestro trabajo intenta recoger todos los avances presentados en la revisión de la literatura. Las etapas que seguimos en el análisis de panel son las que se reflejan a continuación. En la búsqueda del orden de integración de las variables, con el fin de dar mayor robustez a los resultados, hemos utilizado distintos tests: Levin, Lin y Chu (LLC); Breitung; Im, Pesaran y Shin (IPS); ADF-Fisher; y Hadri. En los cuatro primeros la hipótesis nula es que hay raíz unitaria, mientras que en el de Hadri es que el proceso es estacionario.

Si todas las series presentan el mismo orden de integración podemos pasar a comprobar si están cointegradas. Para ello usamos los tests propuestos por Pedroni¹⁵, a lo que añadiremos el de Johansen-Fisher para dar mayor soporte a los resultados.

Por su parte, la causalidad se determina a través del ya clásico test de Granger. Para ello podemos proceder con un test de Wald en el que la hipótesis nula es que la variable independiente no causa la dependiente. Así, si se rechaza la nula hay causalidad de la explicativa a la explicada, en cualquiera de las dos expresiones anteriores.

Por último, para estimar las elasticidades nos servimos del MCE¹⁶ con el que podemos evaluar la relación existente, tanto a largo plazo como a corto, entre las variables de gasto público y el PIB, todo ello adaptado a cada uno de los cinco modelos que se vienen considerando:

$$\Delta \ln G_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln Y_{it} + \gamma \left[\ln G_{it-1} - \delta \ln Y_{it-1} \right] + \varepsilon_{it}$$
 (6)

$$\Delta \ln G_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \left[\ln G_{it-1} - \delta \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$
 (7)

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln Y_{it} + \gamma \left[\ln \frac{G_{it-1}}{Y_{it-1}} - \delta \ln Y_{it-1} \right] + \varepsilon_{it}$$
 (8)

_

¹⁵ Pedroni (1999).

¹⁶ Engle y Granger (1987).

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \left[\ln \frac{G_{it-1}}{Y_{it-1}} - \delta \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$
 (9)

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \left[\ln \frac{G_{it-1}}{N_{it-1}} - \delta \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$
 (10)

Reordenando para simplificar la estimación:

$$\Delta \ln G_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln Y_{it} + \gamma \ln G_{it-1} - \varphi \ln Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
 (6')

$$\Delta \ln G_{it} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \ln G_{it-1} - \varphi \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$
 (7')

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln Y_{it} + \gamma \ln \frac{G_{it-1}}{Y_{it-1}} - \varphi \ln Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
 (8')

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \ln \frac{G_{it-1}}{Y_{it-1}} - \varphi \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$
 (9')

$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \ln \frac{G_{it-1}}{N_{it-1}} - \varphi \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$
 (10')

El parámetro β recoge el efecto a corto plazo de variaciones en el PIB, o PIB per cápita, sobre el gasto público. Por su parte, δ^{17} muestra el valor de esa misma relación pero a largo plazo. Ambos parámetros representan elasticidades, al trabajar con logaritmos.

Además, mediante efectos interacción entre una variable dummy para cada nación y los valores de las distintas variables calculamos esas elasticidades individualmente.

Como última aclaración antes de mostrar los resultados obtenidos, para que se cumpla la ley de Wagner, con la anterior metodología, se requiere que las series estén cointegradas, haya causalidad del PIB al gasto público y la elasticidad a largo plazo sea mayor que uno, excepto en los modelos donde la variable dependiente sea la participación del gasto público sobre el PIB, para los que tan sólo será necesaria una elasticidad positiva. Por su parte, si la causalidad va del gasto público al PIB y las series están cointegradas, se confirmará la conjetura keynesiana.

 $^{^{17} \}delta = \frac{\varphi}{\gamma}$.

5. Resultados

Vamos a mostrar los resultados obtenidos en el análisis del panel latinoamericano (1960-2000) y su comparación con los logrados para la economía española¹⁸ en el mismo periodo. Como podemos ver en la Figura 1, que muestra la evolución del peso del gasto público sobre el PIB para todos los países durante el periodo considerado, la tendencia en la mayoría de los países ha sido la de incrementar el peso del sector público en la economía, si bien no hay homogeneidad, ya que como se ve, unos países han visto aumentar rápidamente esta participación, como Nicaragua¹⁹, Bolivia²⁰ o España, mientras que otros lo han hecho en menor cuantía, e incluso, los menos, han evolucionado en sentido contrario, caso de Venezuela, El Salvador, República Dominicana y Haití.

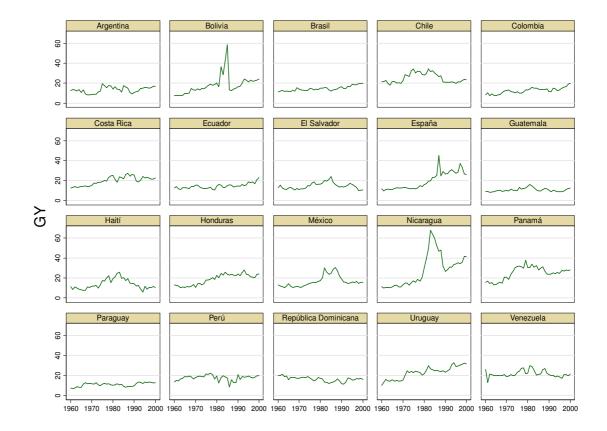
_

¹⁸ En este caso el análisis no será de panel sino adaptado a series temporales.

¹⁹ El desmesurado incremento de tamaño del sector público (superando el 60% del PIB a mediados de los ochenta) tuvo lugar al llegar al poder el Frente Sandinista de Liberación Nacional, favoreciendo políticas estatistas y comenzando una guerra contra grupos somocistas financiados por Estados Unidos.

por Estados Unidos. ²⁰ El caso boliviano es parecido al nicaragüense. También fue un gobierno de izquierdas, el de Hernán Siles Suazo, que sucedió a una dictadura el que impulsó al alza el tamaño del sector público a niveles cercanos al 60% del PIB.

Figura 1
Peso del gasto público sobre el PIB en 19 países de América Latina y el
Caribe y España, 19602000



En la búsqueda del orden de integración de las variables los resultados, tomando tres retardos por la regla de Newey-West²¹ muestran que tanto para el panel de América Latina como para España las series consideradas tienen raíz unitaria, por lo que podemos pasar a ver si se encuentran cointegradas.

²¹ En este caso T=41.

Tabla 2
Tests de raíz unitaria para panel (19 países América Latina y el Caribe),
1960-2000

	LLC		LLC Breitung		IPS		ADF-Fisher		Hadri	
	Coeficiente	Pvalor	Coeficiente	Pvalor	Coeficiente	Pvalor	Coeficiente	Pvalor	Coeficiente	Pvalor
InY	-0.73296	0.2318	1.36283	0.9135	1.15816	0.8766	23.8528	0.9644	10.6354	0.0000
InG	0.9181	0.8207	-0.32464	0.3727	1.10743	0.8659	20.1085	0.9924	10.1539	0.0000
InYN	-0.31709	0.3756	0.41681	0.6616	0.57473	0.7173	31.2572	0.7724	9.5116	0.0000
InGN	1.13758	0.8724	-1.07262	0.1417	0.81049	0.7912	22.053	0.9819	9.78451	0.0000
InGY	2.11325	0.9827	-1.34748	0.0889	0.7774	0.7815	25.9332	0.9315	8.17074	0.0000

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de OxLAD (2008).

Tabla 3
Test ADF, 1960-2000

	<u>España</u>	
	Coeficiente	Pvalor
InY	-1.96084	0.6221
InG	-0.6781	0.9738
InYN	-2.0278	0.5855
InGN	-1.0001	0.9425
InGY	-1.4809	0.8364

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de Carreras, A. y Tafunell, X. (Eds.) (2005).

Las Tablas 4 y 5 muestran los resultados de la cointegración para América Latina y España, respectivamente. Observamos que tanto en el panel como en el caso español, las series de cada uno de los cinco modelos están cointegradas, por lo que ahora el interés reside en conocer las posibles relaciones de causalidad existentes.

Tabla 4

Tests de cointegración para panel (19 países América Latina y el Caribe),

1960-2000

	Panel PP-Statistic		Group PP-St	atistic	
	Coeficiente Pvalor		Coeficiente	Pvalor	
lnG = a + blnY	-4.239543	0.0000	-3.793373	0.0003	
InG = a + blnYN	-3.063033	0.0037	-2.753179	0.0090	
InGY = a + bInY	-4.239543	0.0000	-3.793373	0.0003	
InGY = a + bInYN	-3.848431	0.0002	-3.295917	0.0017	
InGN = a + blnYN	-3.848431	0.0002	-3.295917	0.0017	
Johansen Fisher Panel Cointegration Test					
	Johansen F	isher Pa	nel Cointegratio	n Test	
	Johansen F Rango =		nel Cointegratio = Rango		
			•		
InG = a + blnY	Rango =	0	Rango =	1	
InG = a + blnY InG = a + blnYN	Rango = Contraste traza	0 Pvalor	Rango = Contraste traza	1 Pvalor	
	Rango = Contraste traza 61.6	0 Pvalor 0.0091	Rango = Contraste traza 27.53	1 Pvalor 0.8952	
InG = a + blnYN	Rango = Contraste traza 61.6 52.43	Pvalor 0.0091 0.0597	Rango = Contraste traza 27.53 22.42	Pvalor 0.8952 0.9791	

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de OxLAD (2008).

Tabla 5
Test de cointegración de Engle-Granger, 1960-2000

<u>España</u>							
Modelo	Coeficiente	Pvalor	Tipo				
InG = a + blnY	-1.6823	0.0876	I(0)				
InG = a + blnYN	-1.6856	0.0870	I(0)				
InGY = a + blnY	-1.6823	0.0876	I(0)				
InGY = a + blnYN	-1.6844	0.0872	I(0)				
InGN = a + blnYN	-1.6844	0.0872	I(0)				

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de Carreras, A. y Tafunell, X. (Eds.) (2005).

Los resultados del test de Granger se han obtenido considerando dos retardos. En la Tabla 6, para el panel latinoamericano, vemos que tan sólo en uno de los modelos la causalidad va del PIB al gasto público (modelo 2). En dos (modelos 3 y 4) la dirección de causalidad corre en sentido opuesto, brindando apoyo a la conjetura keynesiana. Mientras que en otros dos (modelos 1 y 5) hay causalidad bidireccional, siendo más fuerte del PIB al gasto público que la contraria. Por lo tanto, no podemos afirmar rotundamente que se cumple la ley de Wagner ni la conjetura keynesiana, ya que dependerá del modelo seleccionado. Para el caso español, Tabla 7, sí que parece haber más evidencia a favor de una de las dos hipótesis, la keynesiana, ya que encuentra soporte en la dirección de causalidad en

tres modelos (1, 2 y 5), mientras que en los otros dos, pese a haber bidireccionalidad, es más fuerte la causalidad del gasto público al producto.

Tabla 6

Test de causalidad de Granger para panel (19 países América Latina y el

Caribe), 1960-2000

Modelo		$Y \rightarrow G$	$G \rightarrow Y$
InG = a + blnY	Chi ²	27.241	7.90281
	Pvalor	0.0000	0.0004
InG = a + blnYN	Chi ²	12.5516	1.42289
	Pvalor	0.0000	0.2417
InGY = a + blnY	Chi ²	0.29536	7.90281
	Pvalor	0.7444	0.0004
InGY = a + blnYN	Chi ²	0.80733	6.90865
	Pvalor	0.4464	0.0011
InGN = a + blnYN	Chi ²	23.7806	6.90865
	Pvalor	0.0000	0.0011

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de OxLAD (2008).

Tabla 7
Test de causalidad de Granger, 1960-2000

							
<u>España</u>							
Modelo InG = a + blnY	Chi² Pvalor	Y → G 2.3217 0.3130	$G \rightarrow Y$ 6.5435 0.0380				
InG = a + blnYN	Chi²	1.9587	7.6074				
	Pvalor	0.3760	0.0220				
InGY = a + blnY	Chi²	5.6753	6.5435				
	Pvalor	0.0590	0.0380				
InGY = a + blnYN	Chi²	4.9931	8.0904				
	Pvalor	0.0820	0.0180				
InGN = a + blnYN	Chi²	1.8280	8.0904				
	Pvalor	0.4010	0.0180				

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de Carreras, A. y Tafunell, X. (Eds.) (2005).

Por último, en la Tabla 8 mostramos las estimaciones conjuntas de las elasticidades a largo plazo para el panel, obtenidas con el MCE. La Tabla 9 y la Figura 2 recogen esas mismas estimaciones para cada país. Si comparamos las

elasticidades del panel con las españolas vemos que estas son mayores en todos los modelos excepto en el segundo, en el que son prácticamente iguales. De los resultados individuales cabe resaltar su gran heterogeneidad. No obstante, en general la ley de Wagner parece cumplirse²² al encontrar elasticidades superiores a la unidad en los modelos 1, 2 y 3 y positivas en el 3 y el 4. Las excepciones a esta norma son Perú y El Salvador, que no la cumplen en ningún modelo; Chile y República Dominicana, que únicamente validan la ley de Wagner para el segundo modelo; y Nicaragua, que la incumple cuando las variables explicativas se encuentran en términos per cápita (modelos 2, 4 y 5). Por último, cabe destacar las altas elasticidades encontradas en Honduras para estos mismos modelos, cumpliendo la ley de Wagner en todos los casos.

Tabla 8

Elasticidades a largo plazo para panel (19 países América Latina y el

Caribe), 1960-2000

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Efectos fijos	1.2764	2.0855	0.2764	0.3842	1.3842
Efectos aleatorios	0.9878	1.6504	0.0121*	0.1652*	1.1653

^{*} No significativo.

Fuente: Elaboración propia en base a series estadísticas de OxLAD (2008).

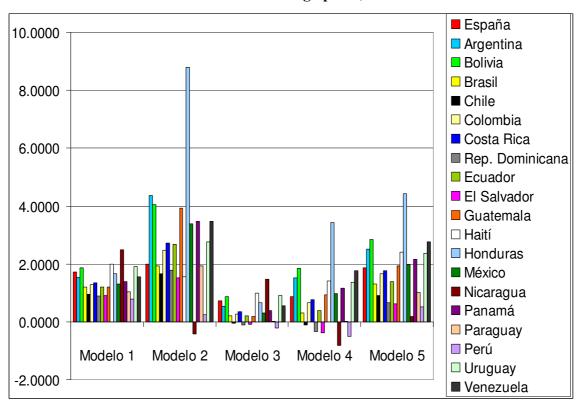
²² En todos los modelos para Argentina, Bolivia, Costa Rica, Honduras, Panamá, Uruguay y Venezuela. En cuatro casos en Colombia, Haití y México. Y, finalmente, en Brasil, Ecuador, Guatemala y Paraguay se cumple en tres de las cinco especificaciones.

Tabla 9
Elasticidades a largo plazo, 1960-2000

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
España	1.7167	2.0027	0.7167	0.8649	1.8649
Argentina	1.5363	4.3649	0.5363	1.5066	2.5066
Bolivia	1.8753	4.0467	0.8753	1.8438	2.8438
Brasil	1.1961	1.9345	0.1961*	0.3066*	1.3066
Chile	0.9539	1.6682	-0.0461*	-0.0975*	0.9025
Colombia	1.2770	2.4690	0.2770*	0.6628	1.6628
Costa Rica	1.3474	2.7304	0.3474	0.7557	1.7557
Rep. Dominicana	0.9008	1.7792	-0.0992*	-0.3399*	0.6601
Ecuador	1.1964	2.6816	0.1964*	0.3823*	1.3823
El Salvador	0.9093	1.5169*	-0.0907*	-0.3850*	0.6150*
Guatemala	1.1935	3.9302	0.1935*	0.9408*	1.9408
Haití	1.9845	1.5490*	0.9845	1.4157	2.4157
Honduras	1.6591	8.8001	0.6591	3.4314	4.4314
México	1.3024	3.3929	0.3024*	0.9766	1.9766
Nicaragua	2.4821	-0.4154*	1.4821	-0.8210	0.1790*
Panamá	1.3950	3.4775	0.3950	1.1592	2.1592
Paraguay	1.0273	1.9316	0.0273*	0.0213*	1.0213
Perú	0.7879	0.2532*	-0.2121*	-0.4933*	0.5067*
Uruguay	1.9189	2.7525	0.9189	1.3729	2.3729
Venezuela	1.5591	3.4597	0.5591	1.7643	2.7643

^{*}No significativo.

Figura 2
Elasticidades a largo plazo, 1960-2000



También podemos comparar las elasticidades de largo plazo de cada país con la de España en busca de algún patrón espacial. Como nos muestran *las* Figuras 3, 4 y 5 en los modelos 1 y 3 es difícil encontrar regiones diferenciadas en América Latina ya que la mayor parte de los países (15 de 19) presentan elasticidades ligeramente inferiores a la española. La situación parece cambiar si tomamos el modelo 2. En él parece que en Centroamérica (todos excepto El Salvador y Nicaragua) y en el Cono Sur (Argentina, Bolivia y Uruguay) se da un patrón distinto al resto al superar a España, en algunos casos, como Honduras, Argentina o Bolivia con gran intensidad. Este esquema se repite con los modelos 4 y 5, pero la diferencia con la elasticidad española es menor.

Figura 3

Diferencia de las elasticidades a largo plazo con respecto a España (modelos 1 y 3), 1960-2000



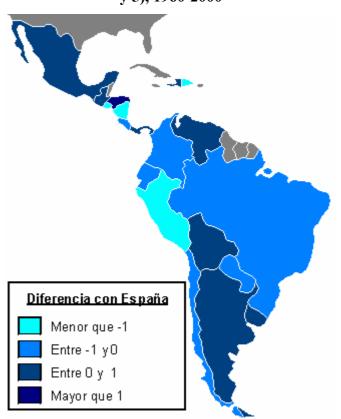
Figura 4

Diferencia de las elasticidades a largo plazo con respecto a España (modelo 2), 1960-2000



Figura 5

Diferencia de las elasticidades a largo plazo con respecto a España (modelos 4 y 5), 1960-2000



6. Conclusiones

En las páginas precedentes, con la ayuda de un análisis de cointegración en series temporales y panel, hemos podido observar la importancia que tiene el gasto público en el desarrollo económico de América Latina y España. En lo relativo a si es el crecimiento económico el que favorece la expansión del sector público o viceversa, si consideramos el lapso temporal que va desde el año 1960 al 2000 encontramos resultados heterogéneos. En España, en lugar de la ley de Wagner, debemos aceptar la conjetura keynesiana, dado que es el incremento del gasto público el que causa el crecimiento económico. Esto puede deberse al intenso esfuerzo vivido por la economía española, sobre todo a raíz de la democratización del país, para acercarse al modelo de Estado de Bienestar que disfrutan otros países pertenecientes a la Unión Europea. Si trasladamos nuestra atención a los países latinoamericanos, el test de causalidad da cierta ventaja a la ley de Wagner

frente a la conjetura keynesiana, por lo que fijándonos en las elasticidades estimadas tenemos motivos para afirmar que la ley se cumple en catorce de los diecinueve estados, siendo las excepciones Perú, Chile, República Dominicana, El Salvador y Nicaragua (tan sólo si tomamos la especificación de la ley en términos per cápita, de nuevo llamamos la atención sobre las diferencias entre los modelos utilizados). Por lo tanto, pese a que hay una cierta evidencia empírica que nos permite decir que la ley de Wagner se cumple, no debe pasarse por alto la existencia de países o periodos en los que no es así. Por otra parte, a pesar de la heterogeneidad, si buscamos patrones regionales parece ser que la mayor parte de los países centroamericanos y algunos de Cono Sur (Argentina, Bolivia y Uruguay) se diferencian del resto de naciones latinoamericanas al mostrar mayores elasticidades.

Como nota final hemos de añadir las vías por las que se puede mejorar este estudio. En primer lugar puede interesar complementar el análisis del gasto con el de los ingresos y las reformas fiscales, siendo posible contrastar la teoría del cambio en la estructura tributaria de Hinrichs tal como se hace con la conjetura keynesiana o la ley de Wagner. Por otra parte, es conocido que la deuda ha jugado un papel importante en el desarrollo de los países latinoamericanos, si también fuera posible cuantificar en qué términos ha sido así, tendríamos un trabajo completo sobre la fiscalidad del sector público en América Latina y España.

7. Referencias

Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S. and Inchauste, G. (2006) Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries, *European Journal of Political Economy*, 22, 908-924.

Al-Faris, A. F. (2002) Public Expenditure and Economic Growth in the Gulf Cooperation Council Countries", *Applied Economics*, 34, 1187-1193.

Ansari, M. I., Gordon, D. V. and Akuamoah, C. (1997) Keynes versus Wagner: Public Expenditure and National Income for Three African Countries, *Applied Economics*, 29, 543-550.

Asseery, A. A., Law, D. and Perdikis, N. (1999) Wagner's Law and Public Expenditure in Iraq: a Test Using Disaggregated Data, *Applied Economics Letters*, 6, 39-44.

Beltrán, L. (1966) Evolución histórica del sistema tributario español, *Revista de Derecho Financiero y de Hacienda Pública*, 65-66, 1137-1167.

Bird, R. M. (1971) Wagner's Law of Expanding State Activity, *Public Finance*, 26, 1-26.

Biswal, B., Dhawan, U. and Lee, H. Y. (1999) Testing Wagner versus Keynes Using Disaggregated Public Expenditures Data for Canada, *Applied Economics*, 31, 1283-1291.

Bulmer-Thomas, V. (1994) *The Economic History of Latin America since Independence*, Cambridge University Press, Cambridge.

Carreras, A. and Tafunell, X. (Eds.) (2005) *Estadísticas históricas de España:* siglos XIX y XX, Fundación BBVA, Bilbao.

Carreras, A. and Tafunell, X. (2006) Historia económica de la España contemporánea, Crítica, Barcelona.

Chletsos, M. and Kollias, C. (1997) Testing Wagner's Law Using Disaggregated Public Expenditure Data in the Case of Greece: 1958-93, *Applied Economics*, 29, 371-377.

Clements, B., Faircloth, C. and Verhoeven, M. (2007) Gasto público en América Latina: tendencias, *Revista de la CEPAL*, 93, 39-62.

Coatsworth, J. H. and Tortella, G. (2007) Instituciones y desempeño económico a largo plazo en México y España (1800-2000), in *España y México. ¿Historias económicas paralelas?* (Eds.) R. Dobado, A. Gómez and Márquez, de Cultura Económica, México D. F.

Comín, F. (1985a) Fuentes cuantitativas para el estudio del sector público en España 1801-1980, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Comín, F. (1985b) La evolución del gasto del Estado en España, 1901-1972: contrastación de dos teorías, in *La nueva historia económica en España* (Eds.) P. Martín Aceña and L. Prados de la Escosura, Tecnos, Madrid.

Comín, F. (1987) Las transformaciones tributarias en la España de los siglos XIX y XX, *Hacienda Pública Española*, 108-109, 441-465.

Comín, F. (1988) Evolución histórica del gasto público, *Papeles de Economía Española*, 37, 78-99.

Comín, F. (1992) La formación histórica del Estado providencia en España, *Información Comercial Española*, 712, 11-26.

Comín, F. (1993) Estado y crecimiento económico en España: lecciones de la Historia, *Papeles de Economía Española*, 57, 32-54.

Comín, F. (1994a) El papel del presupuesto en el crecimiento económico español: Una visión a largo plazo, *Revista de Historia Económica*, 12 (2), 283-313.

Comín, F. (1994b) La economía española en el período de entreguerras (1919-1935), in *La economía española en el siglo XX* (Eds.) J. Nadal, A. Carreras and C. Sudriá, Ariel, Barcelona.

Comín, F. (1996) Sector público y crecimiento económico en la dictadura de Franco, *Ayer*, 21, 163-186.

Comín, F. and Díaz Fuentes, D. (2005a) Sector público administrativo y estado de bienestar, in *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX* (Eds.) A. Carreras and X. Tafunell, Fundación BBVA, Bilbao.

Comín, F. and Díaz Fuentes, D. (2005b) La evolución de la Hacienda Pública en Argentina, España y México 1820-1940, Conferencia Internacional "La modernización de los sistemas fiscales en América Latina y el mundo ibérico" sesión para el XIV Congreso Internacional de Historia Económica, Pontificia Universidad Católica de Perú.

Comín, F. and Martorell, M. (2002) La Hacienda Pública en el siglo XX: una perspectiva histórica, *Hacienda Pública Española*, Monografía, 7-21.

Courakis, A. S., Moura-Roque, F. and Tridimas, G. (1993) Public Expenditure Growth in Greece and Portugal: Wagner's Law and Beyond, *Applied Economics*, 25, 125-134.

Díaz Fuentes, D. (1994) Las políticas fiscales latinoamericanas frente a la gran depresión. Argentina, Brasil y México (1920-1940), Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Díaz Fuentes, D. (1995) Crisis y cambios estructurales en América Latina: México, Brasil y Argentina durante el período de entreguerras, Fondo de Cultura Económica, México D. F.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

Doornik, J. A. (1998) Approximations to the Asymptotic Distributions of Cointegration Tests, *Journal of Economic Surveys*, 12 (5), 573-593.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

Garzón, M. (1984) *Historia de la Hacienda de España*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974) Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

Henrekson, M. (1993) Wagner's Law, a Spurious Relationship?, *Public Finance*, 48 (3), 1-14.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) (2003) *Estatísticas do Século XX*.

INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática) (1994) Estadísticas Históricas de México, México.

Iyare, S. O. and Lorde, T. (2004) Co-integration, Causality and Wagner's Law: Tests for Selected Caribbean Countries, *Applied Economics Letters*, 11, 815-825.

Jaén, M. (2004) La ley de Wagner: un análisis sintético, *Papeles de trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Jaén, M. and Molina, A. (1997) Un estudio empírico de la ley de Wagner aplicado al caso español, *Hacienda Pública Española*, 141-142, 277-285.

Jaén, M. and Molina, A. (1999) Evidencia empírica adicional sobre la Ley de Wagner: España 1901-1992, *Hacienda Pública Española*, 148, 169-174.

Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.

Kolluri, B. R., Panik, M. J. and Wahab, M. S. (2000) Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from G7 Countries, *Applied Economics*, 32, 1059-1068.

Lagares, M. J. (1975) La participación creciente del sector público en la economía española: su contrastación empírica, *Hacienda Pública Española*, 36, 19-33.

Lamartina, S. and Zaghini, A. (2008) Increasing Public Expenditures: Wagner's Law in OECD Countries, *CFS Working Paper*, 2008/13.

Mackinnon, J. G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601-618.

Maluquer de Motes, J. (1994) De la crisis colonial a la guerra europea: veinte años de economía española, in *La economía española en el siglo XX* (Eds.) J. Nadal, A. Carreras and C. Sudriá, Ariel, Barcelona.

Musgrave, R. A. and Peacock, A. T. (Eds.) (1967) [1958] *Classics in the Theory of Public Finance*, MacMillan, London.

Narayan, P. K. and Narayan, S. (2006) Government Revenue and Government Expenditure Nexus: Evidence from Developing Countries, *Applied Economics*, 38, 285-291.

Narayan, P. K., Nielsen, I. and Smyth, R. (2008) Panel Data, Cointegration, Causality and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces, *China Economic Review*, 19, 297-307.

Narayan P. K., Prasad, A. and Singh, B. (2007) A Test of the Wagner's Hypothesis for the Fiji Islands, *Applied Economics*, 99999: 1.

Nicolau, R. (2005) Población, salud y actividad, in *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX* (Eds.) A. Carreras and X. Tafunell, Fundación BBVA, Bilbao.

OXLAD (2008) Oxford Latin American Economic History Database, University of Oxford.

Oxley, L. (1994) Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Britain 1870-1913, *Scottish Journal of Political Economy*, 41 (3), 286-298.

Peacock, A. and Scott, A. (2000) The Curious Attraction of Wagner's Law, *Public Choice*, 102, 1-17.

Pedroni, P. (1999) Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.

Peña, D. (2005) Análisis de series temporales, Alianza, Madrid.

Prados de la Escosura, L. and Rosés, J. R. (2005) Renta y riqueza, in *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX* (Eds.) A. Carreras and X. Tafunell, Fundación BBVA, Bilbao.

Ram, R. (1987) Wagner's Hypothesis in Time-Series and Cross-Section Perspectives: Evidence from "Real" Data for 115 Countries, *The Review of Economics and Statistics*, 69 (2), 194-204.

Romero-Ávila, D. and Strauch, R. (2007) Public Finances and Long-Term Growth in Europe: Evidence from a Panel Data Analysis, *European Journal of Political Economy*, 24, 172-191.

Segura, J. and Rodríguez Braun, C. (Eds.) (2004) *An Eponymous Dictionary of Economics*, Edward Elgar, Cheltenham

Singh, B. and Sahni, B. S. (1984) Causality between Public Expenditure and National Income, *The Review of Economics and Statistics*, 66 (4), 630-644.

Tedde, P. (1996) De la primera a la segunda Restauración. El Sector Público y la modernización de la economía española, 1875-1975, *Ayer*, 21,15-49.

Thorp, R. (1998) *Progress, Poverty and Exclusion: An Economic History of Latin America in the Twentieth Century*, Inter-American Development Bank, Washington D. C.

Timm, H. (1961) Das Gesetz der wachsenden Staatsausgaben, *Finanzarchiv*, 2, 201-247.

Tortella, G. (1994) El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX, Alianza, Madrid.

Villaverde, J. (1983) El crecimiento del sector público español: un estudio empírico, *Hacienda Pública Española*, 85, 355-367.

Villaverde, J. (1986) *El crecimiento de sector público español*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.

Wagner, A. (1912) [1883] *Les fondements de l'économie politique*, M. Giard y É. Briére, París.

Wagner, A. (1958) [1883] Three Extracts on Public Finance, in *Classics in the Theory of Public Finance* (Eds.) R. A. Musgrave and A. T. Peacock, MacMillan, London.