

GASTO PÚBLICO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN AMÉRICA LATINA Y ESPAÑA ENTRE 1960 Y 2000

DANIEL DÍAZ-FUENTES*

JULIO REVUELTA**

Resumen:

La relación entre gasto público y crecimiento económico ha sido un tema que ha atraído gran atención de analistas y pensadores en la historia económica. Este artículo evalúa las denominadas ley de Wagner e hipótesis keynesiana para los casos de diecinueve economías de América Latina y España en el periodo comprendido entre 1960 y 2000. Para llevar a cabo este análisis aplicamos técnicas de cointegración y causalidad sobre datos de panel y series temporales. Los resultados muestran el cumplimiento de la ley de Wagner para la mayoría de los países de América Latina (trece de diecinueve), mientras que la hipótesis keynesiana se verifica en el caso español. La explicación de los resultados está relacionada con algunos cambios estructurales de largo plazo. En el caso latinoamericano son la supeditación de la política fiscal al crecimiento económico, irregular y volátil durante el periodo analizado, y la expansión de las actividades públicas tras la sustitución de dictaduras por regímenes democráticos. En el español el desarrollo económico resultante de la creación de un Estado de Bienestar en el contexto de la transición democrática y la integración a la Comunidad Europea.

Clasificación JEL: E62, H50, N40, N46.

Palabras clave:

Cointegración, Crecimiento económico, Gasto público, Hipótesis keynesiana, Ley de Wagner.

Abstract:

The aim of this paper is to provide a long-term overview of the evolution of regulation of public service utilities in Spain: electricity, postal services, electricity and telecommunications across the last two centuries. Differences: labour, capital and technological intensity; dynamics of demand and historical regulatory trajectories. Economic and social regulation of these services is key to the success or otherwise of the economy. Three phases can be differentiated. The first, up until the 1880s, was characterised by liberal ideas, which also contributed to replacing the Ancient Regime for the liberal one. The liberal principles of regulation were changed during the age of inward looking economy and protectionism. These ideas marked the second phase of regulation between the 1880s and 1978. Finally the third phase, from 1978 to the present, was marked by the democratic transition, integration into the European Community- European Union and the development of the Welfare State. During this period, and according to European Directives, services, including those under analysis here, underwent a process of liberalization and privatization. Using OECD homogenised international data on regulation, privatization and liberalization since 1975, it is enquired to what extent Spain was historical different (as considered by most of the Spanish economist) and if it has converged to the regulatory patterns of the most advanced OECD countries. Three central concepts are used to analyse the evolution of the regulation of the three sectors from the C19th to the present: Liberalization (market entry). Ownership (privatization) Market structure (monopoly, competition) – Telecoms. Vertical Integration (unbundling): Electricity. International comparative analysis of Spanish-EU12 regulation of the three sectors using OECD (2009). Analysis of key characteristics making Spain different.

* Departamento de Economía, Universidad de Cantabria
Av. Los Castros s/n, 39005, Santander, España
diazd@unican.es; +34 942201624

** Departamento de Economía, Universidad de Cantabria
Av. Los Castros s/n, 39005, Santander, España
julio.revuelta@unican.es; +34 942201568

1. INTRODUCCIÓN

El papel del sector público en la economía es una de las cuestiones que ha preocupado a los grandes pensadores y economistas durante siglos. Es posible encontrar evidencia de ello, previa a Adam Smith, al menos desde la Escuela de Salamanca (Perdices de Blas y Revuelta, 2010) y los cameralistas alemanes (Backhaus y Wagner, 2004). De las múltiples teorías e hipótesis desarrolladas en torno a la relación entre el gasto público y el crecimiento económico, a lo largo de este artículo nos centraremos en realizar la contrastación empírica de dos de las más relevantes, tanto en términos teóricos como prácticos: las enunciadas por Adolph Wagner (1967) y John Maynard Keynes (2003). Mientras Wagner creía que el crecimiento del sector público estaba causado por una expansión económica previa, Keynes pensaba que el progreso económico podría lograrse a través de un Estado más fuerte y la implementación de políticas públicas que incrementasen la demanda agregada. Pese al tiempo transcurrido desde que estas hipótesis fueran enunciadas, la cuestión del gasto público y el crecimiento permanece como uno de los temas centrales para analistas e instituciones. La tendencia creciente del tamaño del sector público en las economías desarrolladas durante el siglo XX (Tanzi y Schuknecht, 2000) o el mayor peso del gasto social y la discusión en torno al mismo y su rol en el crecimiento (Lindert, 2004) han renovado el interés en el estudio del fenómeno. Actualmente, el debate permanece abierto, centrando la atención de organizaciones internacionales como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (Furceri, 2009), el Fondo Monetario Internacional (Tanner y Samake, 2008), el Banco Mundial (Gutiérrez y Revilla, 2010) y la Comisión Económica para América Latina de Naciones Unidas (Clements, Faircloth y Verhoeven, 2007).

La cuestión central de la presente investigación reside en el análisis de la relación histórica de largo plazo entre el gasto público y el crecimiento económico en América Latina y España. El periodo para el que se realiza el análisis abarca las cuatro últimas décadas del siglo XX. Unos años de gran relevancia por los profundos cambios económicos y políticos que sufren las economías bajo consideración. Por una parte, las tres cuartas partes, de los países padecen dictaduras antes de alcanzar la democracia. Como cabe esperar, este factor es uno de los determinantes de los cambios en el gasto público y su composición. Por otra parte, en el lapso temporal considerado, se experimenta una transición económica desde las estrategias de industrialización por sustitución de importaciones hacia políticas de estabilización más orientadas hacia el mercado, en una primera fase bajo experimentos neoliberales dictatoriales (Foxley, 1982) y en los 90 siguiendo los preceptos del Consenso de Washington bajo incipientes democracias (Williamson, 1990). Centrar el análisis en América Latina tiene especial interés y relevancia dado que la literatura empírica ha prestado una menor atención a esta región que a los países desarrollados (Peacock y Scott, 2000). Además, la muestra se extiende a España por tres razones principales¹. Primero, España y América Latina presentan rasgos culturales, institucionales e históricos en común. En segundo lugar, España y algunas economías latinoamericanas partían de niveles de desarrollo parecidos, en términos de PIB per cápita y tamaño de gasto público en relación al PIB, a comienzos de los 60 (Maddison, 2010; OxLAD, 2010). Finalmente, España puede servir como referencia para América Latina en términos de crecimiento y desarrollo económico y de transición fiscal y política, de una dictadura con un sector público reducido a un Estado de Bienestar democrático (Comín y Díaz-Fuentes, 2005).

La organización del artículo es la siguiente. En la segunda sección exponemos el marco teórico que contrastamos, esto es, la denominada ley de Wagner y la hipótesis keynesiana. El siguiente apartado sintetiza la evolución reciente de la literatura empírica en torno a la relación bivariable entre crecimiento económico y gasto público. En el cuarto epígrafe presentamos los datos de América Latina y España y la metodología de panel y series temporales utilizada en el estudio empírico. La quinta sección muestra los resultados del análisis cuantitativo. Finalmente, en el último apartado explicamos las principales aportaciones realizadas y las causas que han podido incidir en la evolución de la relación considerada en cada país durante las últimas cuatro décadas del pasado siglo.

2. MARCO TEÓRICO: LEY DE WAGNER E HIPÓTESIS KEYNESIANA

La denominada ley de Wagner hace referencia a la “ley de la expansión de las actividades públicas, particularmente las del Estado” o a la “ley de la expansión creciente de las necesidades fiscales” establecida por Adolph Wagner (1967) en 1883. La tesis principal es que cuanto mayor sea el PIB de un país,

mayor será el tamaño de su sector público, tanto en términos absolutos como relativos² sobre la producción total de la economía. En la práctica, esto significa que a medida que una economía se desarrolla en el tiempo, la importancia del sector público será creciente. Sin embargo, según Wagner el crecimiento del sector público no abarcará el tamaño completo de las economías, ya que la expansión del sector coercitivo se encontraría limitada. Con esto, Wagner establece una evolución relativa del gasto público positiva y logarítmica, si hay crecimiento económico. Las condiciones que, según él, debieran darse para el cumplimiento de la ley son: crecimiento del PIB per cápita, existencia de instituciones y tecnología favorables al crecimiento y, finalmente, creciente participación política de la población, por medio de un proceso de democratización relativo. Después de haber identificado las condiciones para que la denominada ley se cumpla, sería necesario conocer sus determinantes (Bird, 1971), que son los siguientes: la necesidad de intervención del Estado ante la aparición de nuevos monopolios naturales debido al cambio tecnológico y la intensificación en capital de la producción; el mayor peso del Estado en la protección social y la administración debido a la mayor complejidad social surgida de la urbanización y del crecimiento demográfico y económico; y, al crecer la renta, la adquisición de nuevas funciones públicas en educación y redistribución, ya que, para Wagner, son bienes superiores.

Si en la ley de Wagner la dirección de la relación causal se establece del crecimiento de la producción al aumento del gasto público, el enfoque keynesiano supone la causalidad opuesta. Durante la década de los 30, Keynes (2003) argumentó que un impulso del gasto público podría incrementar el poder adquisitivo de los agentes y, con ello, estimular el crecimiento económico. Esta idea no era original del economista británico. Sin embargo fue él, junto a las corrientes de pensamiento económico que siguieron sus reflexiones, quien más hizo por difundir esta visión, tanto en términos teóricos como en la aplicación de políticas fiscales expansivas a nivel gubernamental. Desde entonces el gasto público se ha utilizado como un instrumento exógeno de política económica con el fin de atenuar los ciclos que afectan a la producción y al empleo al buscar estimular la demanda en periodos de decrecimiento o estancamiento económico. Por otra parte, los economistas keynesianos también creen posible aplicar estas medidas fuera de un contexto económico coyunturalmente negativo, promoviendo el crecimiento económico y la reducción del desempleo a través de la inversión pública³.

3. REPASO DE LA LITERATURA

Desde la traducción al inglés de los trabajos de Wagner a mediados del siglo pasado (Wagner, 1883), la ley de Wagner ha atraído la atención de numerosos analistas (Peacock y Scott, 2000). Una creciente cantidad de artículos ha confirmado o rechazado la ley para múltiples países y periodos. Sin embargo, a lo largo del tiempo la metodología ha evolucionado, incorporando los más recientes avances econométricos.

Ejemplos del análisis con la metodología tradicional, consistente en la estimación de elasticidades-renta del gasto público en el largo plazo a través de regresiones mínimo cuadráticas sobre series temporales, se encuentran en los trabajos de Mann (1980), Ram (1987) y Díaz-Fuentes (1994). Mann (1980) testó la ley de Wagner, tanto en su versión absoluta como relativa, entre 1925 y 1976 en México, encontrando soporte únicamente para el cumplimiento de la versión absoluta. Ram (1987) evaluó su cumplimiento en 115 países entre 1950 y 1980. Para ello, utilizó dos modelos en los que consideraba las versiones absoluta y relativa. En sus resultados la ley se cumplía en las economías desarrolladas pero sólo en la versión absoluta. Por su parte, Díaz-Fuentes (1994) encuentra evidencia empírica favorable al cumplimiento de la versión absoluta per cápita de la ley de Wagner en Argentina y México, entre 1920 y 1976, pero no para Brasil.

La primera aplicación de la metodología tradicional al caso español fue realizada por Lagares (1975). Considerando la desagregación funcional del gasto público y otros factores que podían influir en el crecimiento económico, como el nivel de precios o los disturbios sociales, concluyó que se cumplía la versión relativa de la ley de Wagner entre 1900 y 1972. Villaverde (1983) confirmó el resultado de Lagares con un análisis realizado para el periodo 1964-1979. Por último, Comín (1985) contrastó también la validez de los postulados wagnerianos para el modelo absoluto en términos per cápita entre 1901 y 1972.

Granger y Newbold (1974) mostraron que si se operaba con series no estacionarias podrían producirse sesgos y los coeficientes estimados podrían reflejar resultados espurios. Por lo tanto, los estudios que utilizaron la metodología tradicional podrían correr el riesgo de haber alcanzado conclusiones incorrectas. De hecho, Henrekson (1993) se cuestionó si esto era lo que ocurría en caso de no usar un análisis

de cointegración (Engle y Granger 1987), siendo el primero en utilizar esta nueva metodología, que se explicará con más detalle en la siguiente sección, en la evaluación del posible cumplimiento de la ley de Wagner. Para ello utilizó series de PIB per cápita y del ratio de gasto público sobre PIB en Suecia entre 1861 y 1990. Mediante el test aumentado de Dickey-Fuller (ADF) determinó que las series eran $I(1)$, esto es, no estacionarias. Después, estimando el test de cointegración de Engle-Granger, rechazó que las variables estuvieran cointegradas, por lo que concluyó que no se cumplía la ley de Wagner en este caso. Oxley (1994) siguió esta nueva tendencia metodológica encontrando evidencia favorable en el Reino Unido entre 1870 y 1970, complementando al test de Engle-Granger con el de Johansen y analizando la causalidad entre las variables con el test de Granger.

Desde entonces una gran diversidad de nuevos estudios ha seguido esta metodología. Ansari, Gordon y Akuamoah (1997) introdujeron en su análisis la hipótesis keynesiana como opuesta a la ley de Wagner. Sin embargo, no encontraron soporte empírico para ninguna de las dos en Ghana (1963-1988), Kenia (1964-1989) o Sudáfrica (1957-1990). En Thornton (1998) encontramos un test para tres economías latinoamericanas, Argentina (1913-1971), Brasil (1861-1980) y Chile (1913-1995), en el que no se cumple la ley con las variables en términos reales. Por su parte, Kolluri, Panik y Wahab (2000) concluyen que la ley se cumple en las economías del G7, tras calcular las elasticidades a través de un Modelo de Corrección de Error (MCE). También Chang (2002) prueba la validez de la ley de Wagner en Corea del Sur (1954-1996), Japón (1952-1995), Estados Unidos (1951-1996) y Reino Unido (1951-1996). En una investigación que se centra en nueve economías caribeñas, Iyare y Lorde (2004) se sirven de seis especificaciones funcionales para dar por buena la hipótesis keynesiana en Granada (1977-2000) y Jamaica (1953-2000) y la ley de Wagner en Guyana (1950-1999). Por su parte, dos artículos aplicaron la metodología de cointegración para la economía española entre 1940-1992 y 1901-1992 (Jaén y Molina, 1997 y 1999), rechazando el cumplimiento de la ley de Wagner.

Las investigaciones anteriores aplicaban la metodología de cointegración a series temporales, incluso cuando la muestra se componía de varios países, siendo preferible, en algunos casos, el uso de un análisis de panel. Esta vía fue la que tomaron Narayan, Nielsen y Smyth (2008) al aplicar la metodología adaptada por Pedroni (1999) en el estudio de la relación entre crecimiento económico y gasto público en las provincias chinas entre 1952 y 2003; cuyos resultados fueron favorables a la ley únicamente en ciertos casos. Finalmente, Lamartina y Zaghini (2011), emplearon varios tests de raíz unitaria de panel y los tests de cointegración de Pedroni y Kao contrastando la validez a la ley de Wagner en una muestra compuesta por 23 países de la OCDE, entre 1970 y 2006.

La ausencia de homogeneidad en los resultados al contrastar las hipótesis keynesiana y wagneriana es consecuencia directa del uso de diferentes herramientas en su estudio empírico, así como de la selección de muy diversos países y periodos. Como se puede observar en este sucinto repaso de la literatura, no hay trabajos que hayan centrado su análisis en el conjunto de las economías latinoamericanas. Comenzar a llenar ese vacío es uno de los objetivos centrales de la investigación. Para ello se considerará un periodo lo suficientemente amplio, 1960-2000, como para recoger procesos de ruptura históricos tanto en los sistemas económicos como en los políticos.

4. DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos que utilizamos para evaluar las hipótesis se corresponden con los gastos reales del gobierno central⁴ (G), PIB real a coste de factores (Y) y población a mitad de año (N), para cada país considerado en el análisis. Combinando estas variables, calculamos el gasto público real per cápita $\left(\frac{G}{N}\right)$, el PIB per cápita en términos reales $\left(\frac{Y}{N}\right)$ y el ratio del gasto gubernamental en relación al PIB $\left(\frac{G}{Y}\right)$.

Los datos correspondientes a los diecinueve países latinoamericanos⁵ que forman la muestra provienen de OxLAD⁶ (2010), INEGI (1994) e IBGE (2003). Las fuentes usadas para obtener los datos españoles son Comín y Díaz-Fuentes (2005), Carreras, Prados de la Escosura y Rosés (2005) y Nicolau (2005). La utilización de distintas fuentes para la obtención de los datos hace que no sea posible juntar en un panel homogéneo a todos los países y optemos por trabajar en un panel con los países latinoamericanos y comparar los resultados con los obtenidos en el análisis de las series temporales españolas.

Durante el periodo considerado (1960-2000), la mayor parte de las economías sufrieron transformaciones económicas, de una estrategia basada en la industrialización por sustitución de importaciones a otra en la lógica de mercado y los principios neoliberales, que pasaron a ser las guías de política económica, incluso antes de que se iniciara la transformación política con la transición a la democracia. Estos cambios históricos hacen especialmente útil el análisis del papel del sector público en el desarrollo económico. Dado que tratamos cuatro décadas es posible que durante el periodo haya rupturas estructurales en la relación entre gasto público y crecimiento económico. Para comprobar esta posibilidad llevamos a cabo el test Cusum (Brown, Durbin y Evans, 1975), cuyos resultados muestra el Anexo 1.

Centrándonos en la forma de testar las hipótesis wagneriana y keynesiana, la relación funcional con la que la literatura ha abordado empíricamente la ley de Wagner ha cambiado significativamente a lo largo del tiempo. En nuestro análisis nos servimos de un conjunto compuesto por las cinco relaciones⁷ más utilizadas en la literatura empírica, expuesta en el apartado previo. Estas son:

$$\ln G_{it} = \alpha + \beta \ln Y_{it} \quad (1)$$

$$\ln G_{it} = \alpha + \beta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} \quad (2)$$

$$\ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \ln Y_{it} \quad (3)$$

$$\ln \frac{G_{it}}{Y_{it}} = \alpha + \beta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} \quad (4)$$

$$\ln \frac{G_{it}}{N_{it}} = \alpha + \beta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} \quad (5)$$

recogiendo los subíndices i y t los países y años, respectivamente.

Con el fin de buscar el orden de integración de las variables computamos varios tests, para dar la mayor robustez posible a los resultados. Para las series del panel latinoamericano calculamos los tests de Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS) y ADF-Fisher (Maddala y Wu, 1999; Choi, 2001). Estos asumen la existencia de procesos de raíz unitaria individuales, llegando a través de los resultados individuales a testar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en el panel. Por su parte, el orden de integración de las series españolas se evalúa a través del test aumentado de Dickey-Fuller (1981) (ADF), con idéntica hipótesis nulas a los anteriores. La selección de retardos se realiza a través del criterio de información de Schwarz, que elige aquel número que minimiza $-2 \frac{L}{T} + \left(\frac{k \log(T)}{T} \right)$, siendo L el logaritmo de la función de verosimilitud, k los parámetros a estimar y T las observaciones.

Si las variables muestran el mismo orden de integración podremos estudiar la posibilidad de cointegración entre ellas. Para hacerlo estimamos los tests propuestos por Pedroni (1999) y el test de Johansen-Fisher (Maddala y Wu, 1999), para el panel, y los tests de Engle-Granger (1987) y Johansen (1988), en los que se basan respectivamente los tests de Pedroni y Johansen-Fisher para adaptarlos a paneles, para las distintas especificaciones funcionales con las series españolas. Realizando la selección de retardos, de nuevo, por el criterio de Schwarz.

Estudiamos la determinación de la relación de causalidad a través del test de Granger (1969). Para ello usamos un test de Wald, donde la hipótesis nula es que la variable independiente no causa la de-

pendiente ($\beta_1 = \dots = \beta_m = 0$) a partir de las siguientes expresiones bivariantes, que adaptaremos a las especificaciones funcionales anteriores:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \dots + \alpha_m Y_{it-m} + \beta_1 X_{it-1} + \dots + \beta_m X_{it-m} + \varepsilon_{it}$$

$$X_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it-1} + \dots + \alpha_m X_{it-m} + \beta_1 Y_{it-1} + \dots + \beta_m Y_{it-m} + u_{it}$$

donde Y y X son las dos variables que tenemos en cuenta en cada ecuación, m los retardos indicados por el criterio de información de Schwarz, y ε y u los residuos. De manera que, si la hipótesis nula se rechaza habrá causalidad de la variable explicativa a la explicada en cada ecuación.

Finalmente, estimamos las elasticidades mediante un MCE por el que podemos evaluar las relaciones de largo y corto plazo entre las diferentes aproximaciones del gasto público y la producción, adaptando (Clements, Faircloth y Verhoeven, 2007) las cinco relaciones funcionales de la siguiente manera:

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

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

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

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

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

El parámetro β muestra los efectos de corto plazo que las variaciones del PIB o el PIB per cápita tienen sobre las diversas aproximaciones al gasto público. Por su parte, δ recoge los efectos en el largo plazo. Ambos parámetros, que representan elasticidades ya que las variables se encuentran expresadas en logaritmos, no se encuentran sesgados (Engle y Granger, 1987), a pesar de tratarse de estimaciones bivariantes, debido a que en la corrección del error se incluye el retardo de la variable dependiente, eliminando posibles problemas de endogeneidad o mala especificación del modelo. Además, mediante efectos interacción entre una variable dummy para cada país y el valor de las variables, podemos calcular las diferentes elasticidades nacionales. Las especificaciones representadas se estimarán en caso de que la causalidad en el sentido de Granger vaya del PIB o PIB per cápita al gasto público total, per cápita o como porcentaje del PIB. Si la causalidad fuera la opuesta, al realizar las estimaciones las variables explicativa y explicada intercambiarán sus lugares en las ecuaciones, pasando a testar en este caso la hipótesis keynesiana en lugar de la ley de Wagner.

Como salvaguarda para controlar la correcta especificación funcional de las expresiones anteriores utilizaremos el test Reset de Ramsey (1969). Bajo la hipótesis nula de buena especificación el test se basa en una regresión aumentada, $Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \varepsilon_{it}$, sobre la original, $Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it}$. En la matriz Z consideramos las variables X^2 y X^3 , tanto de forma separada como conjunta.

Como aclaración final, previa a la explicación de los resultados, para que la denominada ley de Wagner se considere probada, con la metodología descrita, es necesario que las series se encuentren cointegradas, haya relación del producto al gasto público y la elasticidad de largo plazo sea mayor que la unidad, excepto en las especificaciones en las que la variable dependiente sea el ratio de gasto público

sobre el PIB. Por otra parte, si la causalidad va del gasto público al producto y las series están cointegradas, la hipótesis keynesiana encontrará respaldo empírico.

5. RESULTADOS

Un análisis descriptivo de los datos, previo al econométrico, puede aportar interesantes evidencias empíricas sobre la evolución de los agregados considerados. La Tabla 1 recoge las estimaciones de la tasa de crecimiento medio anual, para todo el periodo considerado y por cada década, de las cinco variables G , Y , $\left(\frac{G}{N}\right)$, $\left(\frac{Y}{N}\right)$ y $\left(\frac{G}{Y}\right)$:

TABLA 1
Tasas de crecimiento medias acumulativas anuales (ordenadas de mayor a menor)

	G	Y	$\left(\frac{Y}{N}\right)$	$\left(\frac{G}{N}\right)$	$\left(\frac{G}{Y}\right)$				
1960-2000									
España	6.9	Rep. Dominicana	4.8	España	4.1	España	6.2	Nicaragua	3.3
Colombia	6.7	España	4.8	Brasil	2.5	Bolivia	4.4	Bolivia	3.0
Bolivia	6.4	Costa Rica	4.8	Chile	2.2	Uruguay	4.1	Uruguay	2.9
Costa Rica	6.4	Brasil	4.8	Rep. Dominicana	2.2	Colombia	4.0	Colombia	2.2
Brasil	6.3	Panamá	4.6	Panamá	2.1	Brasil	3.9	España	2.0
Panamá	6.2	México	4.5	México	1.9	Panamá	3.5	Ecuador	1.6
Paraguay	6.0	Paraguay	4.5	Costa Rica	1.8	Costa Rica	3.3	Costa Rica	1.5
Ecuador	5.7	Colombia	4.3	Colombia	1.7	Paraguay	3.0	Honduras	1.5
Nicaragua	5.6	Ecuador	4.0	Paraguay	1.5	Ecuador	2.9	Panamá	1.5
Honduras	5.3	Chile	4.0	Bolivia	1.4	Chile	2.5	Paraguay	1.4
México	5.0	Guatemala	4.0	Ecuador	1.3	México	2.3	Brasil	1.4
Guatemala	4.9	Honduras	3.8	Guatemala	1.2	Nicaragua	2.3	Perú	1.0
Uruguay	4.8	Bolivia	3.4	Uruguay	1.1	Honduras	2.1	Guatemala	0.8
Chile	4.3	El Salvador	3.3	Argentina	1.0	Guatemala	2.0	Argentina	0.8
Rep. Dominicana	4.2	Venezuela	3.1	El Salvador	0.9	Argentina	1.8	México	0.5
Perú	4.1	Perú	3.1	Perú	0.7	Perú	1.7	Chile	0.3
Argentina	3.4	Argentina	2.6	Honduras	0.6	Rep. Dominicana	1.6	Haití	-0.2
El Salvador	2.8	Nicaragua	2.2	Venezuela	0.1	El Salvador	0.4	Venezuela	-0.5
Venezuela	2.6	Uruguay	1.8	Nicaragua	-1.0	Venezuela	-0.4	El Salvador	-0.5
Haití	0.9	Haití	1.1	Haití	-1.0	Haití	-1.1	Rep. Dominicana	-0.6
1960-1970									
Bolivia	11.4	España	8.1	España	6.9	Bolivia	9.4	Bolivia	5.6
Panamá	10.8	Panamá	7.8	Panamá	4.7	España	7.8	Paraguay	5.0
Colombia	9.9	México	7.0	Nicaragua	4.1	Panamá	7.6	Colombia	4.5
Paraguay	9.8	Nicaragua	6.9	Bolivia	3.6	Paraguay	6.9	Uruguay	4.3
España	9.0	Costa Rica	6.7	México	3.4	Colombia	6.8	Perú	2.8
Costa Rica	8.7	Brasil	6.9	Costa Rica	3.3	Nicaragua	5.9	Panamá	2.8
Nicaragua	8.7	Venezuela	6.0	Brasil	3.1	Brasil	5.5	Brasil	2.3
Brasil	8.6	El Salvador	5.6	Argentina	2.5	Costa Rica	5.2	Ecuador	2.2
Perú	8.3	Bolivia	5.5	Venezuela	2.5	Uruguay	5.2	Costa Rica	1.8
Ecuador	7.6	Guatemala	5.5	Perú	2.3	Perú	5.2	Nicaragua	1.7
Guatemala	6.6	Perú	5.4	Chile	2.3	Ecuador	4.3	Guatemala	1.1
Uruguay	5.9	Ecuador	5.3	Colombia	2.2	Guatemala	3.3	España	0.8
México	5.2	Colombia	5.2	Guatemala	2.2	Chile	2.8	Chile	0.6
Chile	5.0	Rep. Dominicana	5.1	El Salvador	2.1	México	1.6	Haití	0.4
El Salvador	3.9	Honduras	4.6	Rep. Dominicana	2.1	El Salvador	0.5	Rep. Dominicana	-1.6
Rep. Dominicana	3.4	Paraguay	4.5	Ecuador	2.0	Rep. Dominicana	0.4	El Salvador	-1.6
Venezuela	2.5	Chile	4.5	Paraguay	1.7	Haití	-0.6	México	-1.7
Honduras	2.4	Argentina	4.3	Honduras	1.0	Venezuela	-0.9	Honduras	-2.1
Haití	1.0	Uruguay	1.5	Uruguay	0.8	Honduras	-1.1	Venezuela	-3.3
Argentina	0.3	Haití	0.6	Haití	-1.0	Argentina	-1.5	Argentina	-3.9

1970-1980

Honduras	12.8	Brasil	8.9	Brasil	6.0	Honduras	9.1	Nicaragua	8.7
Costa Rica	11.4	Paraguay	8.4	Paraguay	5.0	Costa Rica	8.5	Honduras	7.7
México	10.9	Ecuador	7.1	España	4.1	Haití	8.4	Costa Rica	5.3
Haití	10.2	Rep. Dominicana	7.0	Rep. Dominicana	3.9	México	7.5	Argentina	5.2
Brasil	9.7	Colombia	6.0	Ecuador	3.8	Brasil	6.8	Haití	5.2
Panamá	9.5	México	5.8	Colombia	3.6	Bolivia	6.7	México	4.8
Guatemala	9.5	Costa Rica	5.8	Haití	3.1	Guatemala	6.5	Bolivia	4.5
Nicaragua	9.3	Guatemala	5.6	Costa Rica	3.0	Argentina	6.5	El Salvador	4.1
Bolivia	8.8	Panamá	5.3	Guatemala	2.8	España	6.5	Panamá	4.0
Argentina	8.4	España	5.1	México	2.5	Panamá	6.1	Uruguay	3.7
España	7.6	Haití	4.8	Bolivia	2.1	Uruguay	5.5	Guatemala	3.6
El Salvador	7.4	Honduras	4.8	Panamá	2.0	Nicaragua	5.0	España	2.3
Paraguay	6.9	Perú	4.3	Uruguay	1.7	El Salvador	4.5	Chile	2.3
Rep. Dominicana	6.9	Bolivia	4.2	Perú	1.7	Colombia	4.1	Venezuela	1.6
Colombia	6.5	Venezuela	3.9	Honduras	1.3	Rep. Dominicana	3.8	Perú	0.9
Ecuador	6.3	El Salvador	3.2	Chile	1.3	Paraguay	3.6	Brasil	0.8
Uruguay	6.2	Chile	3.1	Argentina	1.2	Chile	3.6	Colombia	0.5
Venezuela	5.6	Argentina	3.0	El Salvador	0.4	Ecuador	3.0	Rep. Dominicana	-0.1
Chile	5.4	Uruguay	2.4	Venezuela	0.1	Perú	2.6	Ecuador	-0.8
Perú	5.2	Nicaragua	0.5	Nicaragua	-3.4	Venezuela	1.7	Paraguay	-1.3

1980-1990

España	8.6	Colombia	3.4	España	2.9	España	8.2	España	5.1
Honduras	3.1	España	3.3	Chile	1.2	México	0.7	México	0.8
México	2.5	Paraguay	3.1	Colombia	1.1	Brasil	0.6	Brasil	0.8
Costa Rica	2.4	Chile	2.8	Paraguay	0.1	Honduras	0.5	Honduras	0.7
Brasil	2.4	Honduras	2.4	Costa Rica	0.0	Uruguay	0.3	Perú	0.7
Paraguay	2.3	Costa Rica	2.2	México	-0.1	Costa Rica	0.2	Uruguay	0.7
Ecuador	2.3	Ecuador	2.1	Honduras	-0.1	Ecuador	-0.1	Costa Rica	0.2
Colombia	1.9	Rep. Dominicana	1.8	Brasil	-0.2	Colombia	-0.3	Ecuador	0.2
Uruguay	1.0	México	1.7	Ecuador	-0.3	Paraguay	-0.6	Venezuela	-0.6
Venezuela	0.1	Brasil	1.6	Uruguay	-0.3	Chile	-1.7	Paraguay	-0.7
Chile	-0.1	Guatemala	1.2	Rep. Dominicana	-1.0	Venezuela	-2.4	Nicaragua	-1.4
Perú	-0.5	Panamá	1.0	Panamá	-1.0	Perú	-2.6	Colombia	-1.4
Panamá	-1.5	Venezuela	0.7	El Salvador	-1.3	El Salvador	-2.8	El Salvador	-1.6
El Salvador	-1.6	Uruguay	0.3	Bolivia	-1.4	Bolivia	-3.4	Bolivia	-2.0
Bolivia	-1.8	Bolivia	0.1	Guatemala	-1.6	Panamá	-3.5	Panamá	-2.5
Rep. Dominicana	-1.9	El Salvador	0.0	Venezuela	-1.9	Rep. Dominicana	-4.6	Argentina	-2.8
Guatemala	-2.0	Haití	0.0	Argentina	-2.3	Guatemala	-4.8	Chile	-2.8
Nicaragua	-2.9	Argentina	-0.9	Haití	-2.6	Argentina	-5.0	Haití	-3.0
Haití	-3.0	Perú	-1.1	Perú	-3.3	Haití	-5.5	Guatemala	-3.2
Argentina	-3.7	Nicaragua	-1.6	Nicaragua	-4.9	Nicaragua	-6.3	Rep. Dominicana	-3.7

1990-2000

Argentina	9.1	Chile	5.7	Chile	4.2	Argentina	7.7	Colombia	5.5
Rep. Dominicana	8.8	Rep. Dominicana	5.5	Rep. Dominicana	3.7	Rep. Dominicana	7.0	Argentina	4.8
Colombia	8.5	Costa Rica	4.6	Argentina	2.7	Colombia	5.6	Ecuador	4.7
Nicaragua	8.0	El Salvador	4.6	España	2.7	Uruguay	5.5	Nicaragua	4.6
Bolivia	7.7	Panamá	4.5	Panamá	2.6	Chile	5.3	Bolivia	3.9
Chile	6.9	Perú	4.1	El Salvador	2.4	Bolivia	5.2	Rep. Dominicana	3.1
Ecuador	6.6	Argentina	4.1	Uruguay	2.4	Nicaragua	5.1	Uruguay	3.1
Uruguay	6.3	Guatemala	3.7	Perú	2.3	Panamá	4.4	Paraguay	3.0
Panamá	6.2	Bolivia	3.7	México	1.7	Ecuador	4.4	Guatemala	1.9
Guatemala	5.7	México	3.5	Guatemala	1.5	Guatemala	3.4	Brasil	1.8
Paraguay	5.0	Honduras	3.3	Bolivia	1.2	Brasil	2.8	Panamá	1.7
Brasil	4.5	Nicaragua	3.3	Brasil	1.0	España	2.5	Chile	1.1
Perú	3.5	Uruguay	3.1	Costa Rica	0.9	Paraguay	2.2	Venezuela	0.3
Honduras	3.3	Colombia	2.8	Nicaragua	0.5	Perú	1.7	Honduras	-0.1
Costa Rica	3.2	España	2.8	Honduras	0.2	Venezuela	0.2	España	-0.2
España	2.6	Brasil	2.6	Colombia	0.1	Honduras	0.1	Perú	-0.6
Venezuela	2.3	Venezuela	2.0	Venezuela	-0.1	México	-0.3	Costa Rica	-1.3
El Salvador	1.6	Paraguay	2.0	Ecuador	-0.3	Costa Rica	-0.4	México	-2.0
México	1.4	Ecuador	1.8	Paraguay	-0.7	El Salvador	-0.5	El Salvador	-2.8
Haití	-4.0	Haití	-1.0	Haití	-3.3	Haití	-6.2	Haití	-3.0

Fuentes: Elaboración propia de los autores en base a Carreras, Prados de la Escosura y Rosés (2005), Comín y Díaz-Fuentes (2005), Nicolau (2005) y OxLAD (2010).

Los países que más han crecido, en términos de $\left(\frac{Y}{N}\right)$, en estas cuatro décadas, en promedio anual, han sido España (4.14%), Brasil (2.46%) y Chile (2.22%). Las otras dos grandes economías latinoamericanas, México y Argentina, han crecido menos, 1.88 y 1.03%, respectivamente, viéndose afectadas en mayor medida por la “década perdida de los 80”, sobre todo Argentina (Aráoz et al., 2007; Gerchunoff y Llach, 2009; Sanz Villarroya, 2004), y la inestabilidad institucional. Por otra parte, de las economías consideradas, hay dos que presentan una tasa de crecimiento del $\left(\frac{Y}{N}\right)$ negativa durante el periodo: Nicaragua (-0.98%) y Haití (-0.99%), ambos afectados por factores internos y externos, sobre todo en la década de los 80. En cuanto a la evolución de las otras variables, España es el país que más rápidamente incrementa G cada año (6.93%) y Haití el que lo hace de forma más lenta (0.90%); la República Dominicana presenta el mayor crecimiento anual medio de Y (4.84%) y Haití el menor (1.06%); España lidera el crecimiento anual de $\left(\frac{G}{N}\right)$ (6.22%), mientras que Haití ocupa el último lugar (-1.15%); finalmente, la evolución anual de $\left(\frac{G}{Y}\right)$ se mueve entre un máximo para Nicaragua de 3.33% y un mínimo para la República Dominicana, motivado por su alto crecimiento de Y, de -0.59%.

En la década de los 60 todos los países incrementan G, la mayoría de ellos de forma considerable, siendo las excepciones Haití y Argentina. En éste último, el gasto público en 1969 era inferior al de 1960 debido a la política fiscal que siguió al plan de estabilización de 1958 (Cortés Conde, 2006; Ferrer, 2008). Relativizando la variable anterior a términos por habitante, también se ve como hay un incremento generalizado, que no se cumple únicamente para Haití, Venezuela, Honduras y Argentina. Pasando a considerar las variaciones en Y y $\left(\frac{Y}{N}\right)$, observamos que todos los países crecen, aunque como señala De Gregorio (2008) lo hacen a menor ritmo que otras regiones mundiales, llevando España la delantera (Prados de la Escosura, 2007; Prados de la Escosura, Rosés y Sanz, 2010), con la excepción de Haití para la segunda de las variables. Además lo hace, en general, con altas tasas, siendo esta década y la de los 70, a pesar de las crisis del petróleo, las de mayor crecimiento económico, para la mayor parte de los países incluidos en la muestra. Durante los 70, Brasil es claramente el país que más rápido crece (De Gregorio, 2008). Tomando $\left(\frac{Y}{N}\right)$, todas las naciones muestran una evolución positiva excepto Nicaragua (-3.40% anual) (Ocampo, 1991). En estos años también G y $\left(\frac{G}{N}\right)$ aumentan en todos los territorios a gran velocidad, siendo la década en la que más rápidamente se incrementan estas variables. El aumento del déficit público se sumará a los problemas del sector privado en la cuestión del pago de la deuda durante la siguiente década (Ocampo, 2004). En consecuencia con la evolución anterior de las variables, también para $\left(\frac{G}{Y}\right)$ se da el mayor aumento general de las cuatro décadas, decreciendo únicamente en los casos de la República Dominicana, Ecuador y Paraguay. En los 80 se observa cómo España y América Latina divergen. Mientras la crisis de la deuda (Edwards, 2007; Thorp, 1998) afecta considerablemente a la mayor parte de las economías latinoamericanas, con caída generalizada del $\left(\frac{Y}{N}\right)$ excepto en Chile, Colombia y Paraguay, España lo incrementa en torno al 3% anual (Prados de la Escosura, 2007; Prados de la Escosura, Rosés y Sanz, 2010). También el patrón evolutivo de G varía. Los programas de ajuste del gasto público bajo los auspicios del FMI fueron impuestos en la mayoría de las economías latinoamericanas durante la década perdida de 1980, reduciendo G o ralentizando su crecimiento según el caso. Por su parte, en España se implementa progresivamente un Estado de Bienestar de estilo europeo, con la correspondiente reforma fiscal, que conlleva el mayor peso directo del sector público como agente económico (Comín y Díaz-Fuentes, 2005). Finalmente, en la década de los 90 el comportamiento medio de las economías se modera, en relación con los extremos vividos con el crecimiento

de los 60 y 70 y la crisis de los 80, pero su evolución es más volátil e inestable (De Gregorio, 2008) por el proceso de cambio general en política económica y por la crisis mexicana de mediados de los noventa y su transmisión regional. Es necesario señalar que desde finales de la década anterior y durante la de los 90, la mayor parte de los países latinoamericanos adopta reformas económicas orientadas hacia el mercado. Estos cambios estuvieron influenciados por el denominado Consenso de Washington (Edwards, 2007; Williamson, 1990) y sus principales líneas de actuación consistían en una política de privatizaciones, reducción del déficit fiscal, control de la inflación, desarrollo del mercado de capitales doméstico y liberalización de la inversión y del comercio exterior. Con esto se pretendía estabilizar a las economías y favorecer el crecimiento sostenido a largo plazo de las mismas. Sin embargo, los resultados fueron heterogéneos, y no se cumplieron los objetivos esperados (Stiglitz, 2003). En estos años, Argentina pasó a liderar el incremento de G , impulsado por las transferencias para ajustar el sistema previsional (Cetrángolo y Jiménez, 2003). Por otra parte, las reformas económicas durante los 90 tuvieron mejores resultados en Chile, ya que el crecimiento de la producción fue más intenso que en el resto de economías latinoamericanas (Ocampo, 2004). Tan sólo se observa una evolución negativa de $\left(\frac{Y}{N}\right)$ en Venezuela, Ecuador, Paraguay y Haití (Clements, Faircloth y Verhoeven, 2007).

En la Figura 1 se refleja la evolución del peso del gasto público en el PIB para todos los países estudiados. La tendencia de la mayor parte de las naciones fue hacia el incremento de la participación directa del sector público, si bien esta no es totalmente homogénea. En algunos países hay aumentos explosivos, como en Nicaragua, Bolivia o España, ligados a profundos cambios políticos y sociales. En Nicaragua el incremento del tamaño del sector público (cerca al 60% del PIB a mediados de los 80) se debió a la revolución que llevó al poder del Frente de Liberación Nacional Sandinista (Ocampo, 1991; Bulmer-Thomas, 1987 y 1994), cuyo gasto público fue orientado al conflicto bélico frente a la “contra”, financiada desde los Estados Unidos.

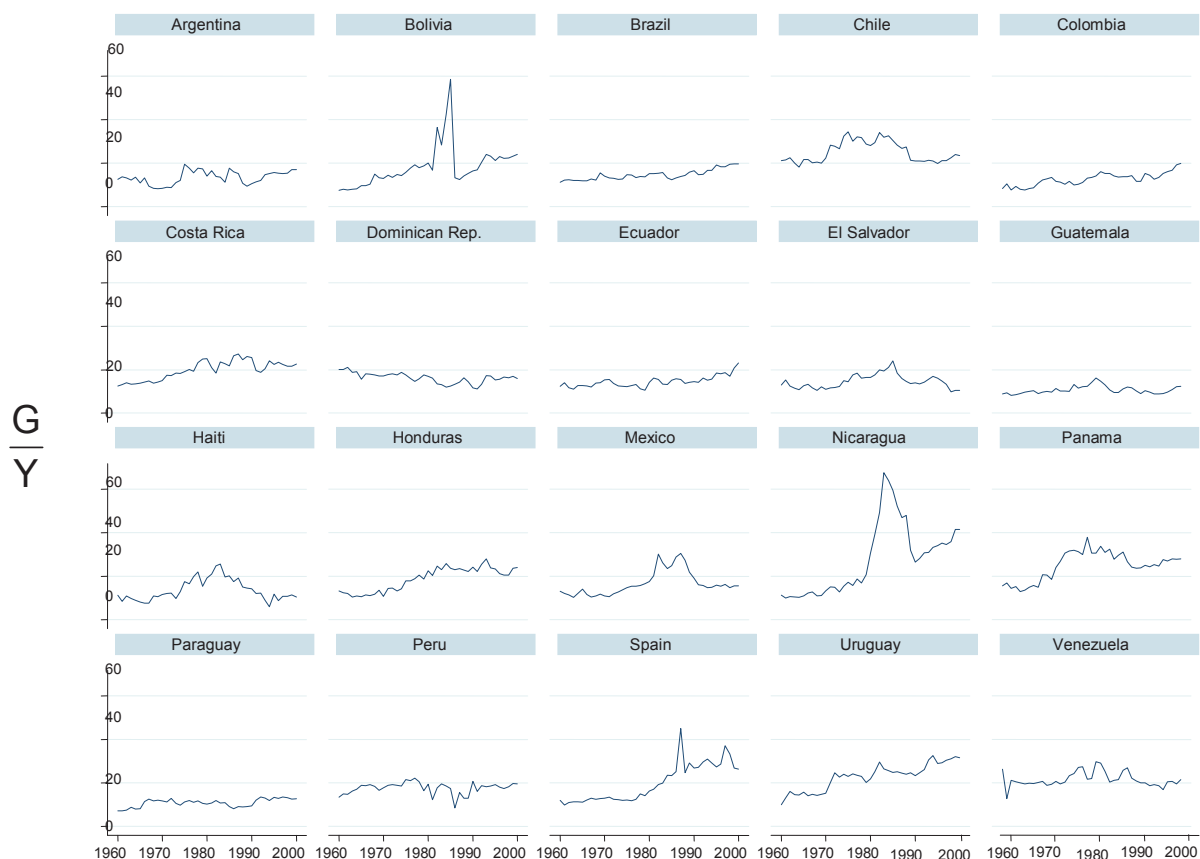
El inicio de la transición democrática boliviana constituyó el caso más extremo en inestabilidad económica. Lastrados por la crisis de la deuda externa y el desprestigio político los militares abandonaron el poder tras dos décadas de intervención. El primer gobierno de coalición de Hernán Siles Suazo (octubre de 1982- julio 1985) intentó atender a las demandas sociales llevando al tamaño del gasto público al 60% del PIB. La financiación de éste mediante emisión monetaria y la cesación de pagos llevó a la hiperinflación (Sachs, 1987).

En España también cayó una dictadura y se inició una transición democrática a fines de los 70. Una de las principales diferencias es que hubo un consenso entre los principales partidos en la orientación de política económica, incluida la reforma fiscal, la contención del déficit público y la inflación, que fueron acordados en 1977 en los Pactos de la Moncloa. Estas políticas tuvieron el incentivo y se vieron consumadas con la integración a la CEE, más adelante UE, y cuyo modelo de Estado de Bienestar era un referente en España (Comín y Díaz-Fuentes, 2005). El desarrollo acelerado del gasto público, sobre todo en los 80 con un incremento medio anual de $\left(\frac{G}{Y}\right)$ del 5.12%, contribuyó a que se alcanzaran estos objetivos.

En la Tabla 1 puede observarse el considerable diferencial de crecimiento de $\left(\frac{G}{Y}\right)$ entre España y América Latina en esta década. Por otra parte, otros países no sólo no han experimentado una tendencia tan creciente, como los anteriores en el tamaño del sector público sobre sus economías sino que durante estas cuatro décadas éste ha decrecido. Es el caso de Haití, Venezuela, El Salvador y la República Dominicana, donde la tasa de crecimiento media anual de $\left(\frac{G}{Y}\right)$ para estos países entre 1960 y 2000 ha sido de -0.16, -0.50, -0.52 y -0.59%, respectivamente. En el caso de Haití el comportamiento se explica por la pérdida de peso del sector público en las décadas de los 80 y los 90, en esta última fue el único país de los diecinueve en el que se redujo el gasto público total. El patrón de El Salvador se parece cronológicamente al de Haití. Pero la pérdida de peso del gasto público sobre el PIB en los 90 no se debe a una caída del numerador del ratio sino a un mayor incremento de Y en la última década. Venezuela basa esta tasa en una fuerte caída del gasto público en los 60 y otra más débil en los 80, a pesar del incremento en las otras dos décadas. Finalmente, la

República Dominicana muestra una tasa negativa por el comportamiento del ratio durante las tres primeras décadas analizadas, a pesar del fuerte incremento durante la última.

FIGURA 1
Ratio del gasto public sobre el PIB



Fuentes: Carreras, Prados de la Escosura y Rosés (2005), Comín y Díaz-Fuentes (2005) y OxLAD (2010).

Centrándonos en la evaluación de las hipótesis planteadas en el segundo apartado, para determinar el orden de integración de las variables, Tabla 2, aplicamos la metodología explicada en el apartado anterior. Tomando constante y tendencia en todas las series excepto en $\left(\frac{G}{Y}\right)^8$, los resultados del test

ADF para España muestran que las cinco series pueden considerarse procesos de raíz unitaria. Sin embargo, los test IPS y ADF-Fisher calculados para el panel latinoamericano rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en la serie $\left(\frac{G}{Y}\right)$, no siendo rechazada en las otras cuatro. Estos resultados impiden

la existencia de cointegración en las ecuaciones (3) y (4), ya que la variable dependiente y la independiente tienen diferente orden de integración, no siendo posible la cointegración entre las mismas⁹. Por lo tanto, en adelante únicamente aplicaremos la metodología planteada a las especificaciones funcionales (1), (2) y (5).

TABLA 2
Tests de raíces unitarias

Variable	AMÉRICA LATINA		ESPAÑA
	IPS	ADF-Fisher	ADF
lnY	1.9369	28.3855	-2.4810
lnG	0.3491	32.5865	-3.1175
$\ln\left(\frac{Y}{N}\right)$	1.7443	33.3439	-2.5589
$\ln\left(\frac{G}{N}\right)$	-0.3269	39.7082	-3.1358
$\ln\left(\frac{G}{Y}\right)$	-2.8988***	67.8091***	-1.0824

Nota: Calculado con constante y tendencia excepto para $\left(\frac{G}{Y}\right)$, únicamente con constante.

Hipótesis nula: Procesos de raíz unitaria.

***, **, * denotan significación estadística al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La Tabla 3 muestra los resultados de los test de cointegración ADF de Pedroni y de la traza de Johansen-Fisher para América Latina y de Engle-Granger y de la traza de Johansen para España, para las tres ecuaciones bivariantes en las que las variables presentan idéntico orden de integración. Considerando constante y tendencia en los datos y constante en la ecuación cointegrante, observamos que en ambos casos, el panel latinoamericano y las series españolas, las variables de las tres ecuaciones, (1), (2) y (5), se encuentran cointegradas. Esto es, entre los pares de variables estudiados hay una relación de largo plazo. Para conocer la dirección de causalidad de esta relación utilizamos el test de causalidad de Granger.

TABLA 3
Tests de cointegración

Ecuación	AMÉRICA LATINA			
	Panel ADF	Grupo ADF	Johansen-Fisher Panel	
			Test traza (r=0)	Test traza (r=1)
$\ln G = \alpha + \beta \ln Y$	-4.4354***	-4.5642***	61.6000***	27.5300
$\ln G = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Y}{N}\right)$	-3.3547***	-3.4753***	52.4300*	22.4200
$\ln\left(\frac{G}{N}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Y}{N}\right)$	-4.0539***	-3.8087***	53.2900*	22.7600
ESPAÑA				
	Engle-Granger	Johansen		
		Test traza (r=0)	Test traza (r=1)	
		-1.68231*	25.3050***	4.0215
	-1.68559*	25.711***	3.8885	
	-1.6844*	24.9990***	3.8502	

Nota: Calculado con constante y tendencia en los datos y constante en la ecuación cointegrante.

Hipótesis nula: No cointegración para Panel ADF, Grupo ADF, Johansen-Fisher (r=0) y Johansen (r=0); al menos una relación de cointegración para Johansen-Fisher (r=1) y Johansen (r=1).

***, **, * denotan significación estadística al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los coeficientes del test de causalidad de Granger, Tabla 4, para el panel de América Latina muestran que únicamente para la relación (2) las variaciones en $\left(\frac{Y}{N}\right)$ causan, en el sentido de Granger, cambios en G. En las otras dos ecuaciones, (1) y (5), la causalidad es bidireccional, si bien más fuerte de Y a G y de $\left(\frac{Y}{N}\right)$ a $\left(\frac{G}{N}\right)$. Con estos resultados parece confirmarse la ley de Wagner, a falta de conocer el valor de las elasticidades, para el caso latinoamericano. En la misma Tabla 4 encontramos el resultado opuesto para las series españolas. En las ecuaciones (1), (2) y (5) hay causalidad de Granger de G a Y, de G a $\left(\frac{Y}{N}\right)$ y de $\left(\frac{G}{N}\right)$ a $\left(\frac{Y}{N}\right)$, dando soporte empírico a la hipótesis keynesiana durante las últimas cuatro décadas del siglo XX en España.

TABLA 4
Test de causalidad de Granger

Ecuación	AMÉRICA LATINA		ESPAÑA	
	Y → G	G → Y	Y → G	G → Y
$\ln G = \alpha + \beta \ln Y$	27.241***	7.90281***	2.3217	6.5435**
	$\left(\frac{Y}{N}\right) \rightarrow G$	$G \rightarrow \left(\frac{Y}{N}\right)$	$\left(\frac{Y}{N}\right) \rightarrow G$	$G \rightarrow \left(\frac{Y}{N}\right)$
$\ln G = \alpha + \beta \ln \left(\frac{Y}{N}\right)$	12.5516***	1.42289	1.9587	7.6074**
	$\left(\frac{Y}{N}\right) \rightarrow \left(\frac{G}{N}\right)$	$\left(\frac{G}{N}\right) \rightarrow \left(\frac{Y}{N}\right)$	$\left(\frac{Y}{N}\right) \rightarrow \left(\frac{G}{N}\right)$	$\left(\frac{G}{N}\right) \rightarrow \left(\frac{Y}{N}\right)$
$\ln \left(\frac{G}{N}\right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{Y}{N}\right)$	23.7806***	6.90865***	1.828	8.0904**

Nota: El símbolo \rightarrow representa no causalidad.

Hipótesis nula: No causalidad.

***, **, * denotan significación estadística al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En la Tabla 5, mostramos las elasticidades individuales de largo plazo para el panel, estimadas a través de un MCE. Dado el amplio periodo temporal abarcado, la estabilidad de los parámetros ha sido testada con el test Cusum, cuyos resultados se muestran en el Anexo 1. En base a ellos podemos considerar que las estimaciones son estables y no se encuentran sesgadas por obviar posibles rupturas estructurales en la relación. Una de las principales observaciones sobre la estimación de las elasticidades individuales es la heterogeneidad de las mismas. No obstante, podemos decir que la ley de Wagner se cumple en general, ya que las elasticidades son superiores a la unidad en la mayor parte de los casos. Hay evidencia empírica favorable a la ley en los tres modelos, (1), (2) y (5), en Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Uruguay y Venezuela. Las excepciones a esta norma son: Perú y El Salvador, que no la cumplen en ningún caso; Chile y la República Dominicana, donde la ley únicamente es válida con la segunda especificación funcional; Nicaragua, país en el que no hay prueba a su favor cuando la variable explicativa se expresa en términos per cápita, (2) y (5); y Haití que no cumple la ley de Wagner en (2) pero sí en (1) y (5). También resulta interesante mencionar las estimaciones de las elasticidades más altas, estas se dan en (1) en Nicaragua (2.48), Haití (1.98) y Uruguay (1.92); para la ecuación (2) en Honduras (8.80), Argentina (4.36) y Bolivia (4.05); y en Honduras (4.43), Bolivia (2.84) y Venezuela (2.76) con la especificación (5). Por último, están recogidas las estimaciones de las elasticidades de largo plazo, para las

tres ecuaciones, de la hipótesis keynesiana en España, siendo significativas al 5% y quedando comprendidas entre un valor mínimo de 0.33 para (2) y la elasticidad máxima de 0.36 en (5), siendo 0.35 en (1).

De las condiciones enunciadas por Wagner para el cumplimiento de su hipótesis: PIB per cápita creciente, instituciones y tecnología favorables al crecimiento y democratización, se puede decir que en América Latina todas se cumplen, en términos generales a lo largo del periodo, si bien no siguen una evolución regular, dado que buena parte de los países considerados sufren algún episodio dictatorial en el lapso temporal analizado. Sin embargo, también encontramos estas características en el caso español, con la diferencia de que España ya tenía una dictadura desde 1939, por lo que no reside en ellas la explicación del cumplimiento de la llamada ley de Wagner. Se podría pensar que en los determinantes de la ley, expuestos en el segundo apartado del artículo, quizás se encuentren las causas de la divergencia de los resultados. En este sentido, la mayor diferencia entre los territorios se da en el crecimiento demográfico, un 2.42% anual como media en los países latinoamericanos frente al 0.71% español, y el crecimiento de la población urbana, 3.55 y 1.61% para América Latina y España, respectivamente. A lo anterior se le podría sumar otra posible explicación del por qué la hipótesis de Wagner se cumple en América Latina mientras que la hipótesis keynesiana lo hace en España. Esta consistiría en el mayor tamaño relativo del sector público español, con la implantación del Estado de Bienestar de estilo europeo, y, por lógica, la creciente capacidad de influir, positiva o negativamente, sobre la economía, por parte del Estado, en España en relación a América Latina. Es por esto, también, por lo que en países en los que, en un determinado lapso temporal, se verifique la denominada ley de Wagner y el sector público aumente su peso, podría cumplirse en un periodo posterior la hipótesis keynesiana, debido precisamente a esa mayor influencia directa del sector coercitivo sobre la economía. Los resultados obtenidos siguen la línea del argumento señalado por Wu, Tang y Lin (2010) consistente en que la hipótesis keynesiana, en caso de cumplirse, se da únicamente a partir de un determinado nivel de renta por habitante.

TABLA 5
Elasticidades de largo plazo (δ)

	$\ln G = \alpha + \beta \ln Y$	$\ln G = \alpha + \beta \ln \left(\frac{Y}{N} \right)$	$\ln \left(\frac{G}{N} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{Y}{N} \right)$
Argentina	1.5362***	4.3648***	2.5065***
Bolivia	1.8753***	4.0467***	2.8438***
Brasil	1.1960***	1.9345***	1.3065***
Chile	0.9539***	1.6682**	0.9024**
Colombia	1.2769***	2.4690***	1.6627***
Costa Rica	1.3473***	2.7304***	1.7557***
Rep. Dominicana	0.9007***	1.7791**	0.6601*
Ecuador	1.1963***	2.6816***	1.3823***
El Salvador	0.9092***	1.5168	0.6149
Guatemala	1.1935***	3.9301***	1.9408***
Haití	1.9844***	1.5489	2.4157***
Honduras	1.6591***	8.8001***	4.4313***
México	1.3024***	3.3929***	1.9766***
Nicaragua	2.4820***	-0.4153	0.1789
Panamá	1.3950***	3.4774***	2.1591***
Paraguay	1.0273***	1.9316**	1.0213***
Perú	0.7879***	0.2531	0.5066
Uruguay	1.9189***	2.7525**	2.3729***
Venezuela	1.5590***	3.4596*	2.7643***
	$\ln Y = \alpha + \beta \ln G$	$\ln \left(\frac{Y}{N} \right) = \alpha + \beta \ln G$	$\ln \left(\frac{Y}{N} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{G}{N} \right)$
España	0.3508**	0.3262**	0.3581***

***, **, * denotan significación estadística al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Finalmente, como prueba de la corrección funcional de (1), (2) y (5), los valores del test Reset, estimado con cuadrados y cubos, para América Latina son 0.2849, 1.5418 y 0.5925, respectivamente para cada especificación, y 0.5384, 1.5241 y 1.1650 para España. Al no ser estadísticamente significativos al 10% en ninguno de los casos, no se rechaza la hipótesis nula de buena especificación de las ecuaciones.

6. CONCLUSIONES

Hemos intentado mostrar la relevancia de la relación entre gasto público y crecimiento económico en América Latina y España mediante un análisis de cointegración de panel y series temporales. Respondiendo a la cuestión de si es la expansión de la producción general la que favorece el incremento del tamaño del sector público o viceversa, y considerando el periodo comprendido entre 1960 y 2000, encontramos una evidencia empírica heterogénea. En el caso español, la tesis keynesiana podría explicar mejor la relación entre los agregados considerados, ya que un incremento del gasto público parece preceder, hay causalidad en el sentido de Granger, a cambios positivos en la producción. Este hecho podría estar relacionado con los intensos procesos estructurales de reforma experimentados durante el periodo por la economía española. A finales de los 70 el país vivió una transición democrática y en la siguiente década, tras integrarse en la CEE (lo cual estaba vedado bajo una dictadura), comenzó a desarrollar un Estado de Bienestar similar al de otros miembros, además de verse afectado positivamente por el “efecto compañero” europeo y las transferencias recibidas, lo que marca un hecho diferencial relevante respecto a las economías latinoamericanas. Estos cambios pudieron renovar el proceso de crecimiento, iniciado en la década de los 60 tras el Plan de Estabilización de 1959 (Prados de la Escosura, Rosés y Sanz, 2010), al favorecer la integración de país en la UE y acceder, con ello, a un amplio mercado de gran poder adquisitivo.

Por su parte, en los países de América Latina, la ley de Wagner podría explicar mejor la relación entre crecimiento y gasto público, durante las cuatro décadas finales del siglo XX. De hecho, teniendo en cuenta los resultados obtenidos podríamos afirmar que en trece de los diecinueve países se cumple esta “ley”, siendo las excepciones Perú, Chile, la República Dominicana, El Salvador, Nicaragua y Haití. Por lo tanto, hemos aportado evidencia empírica del cumplimiento de esta hipótesis en la mayor parte de las economías latinoamericanas. No obstante, en línea con el razonamiento de Peacock y Scott (2000), al no encontrar una confirmación en todos los casos de la Ley de Wagner, se podría poner en cuestión su nombre, pareciendo más razonable la denominación de “hipótesis de Wagner” o la referencia como “la denominada ley de Wagner” que la popular etiqueta “ley de Wagner”.

Las principales aportaciones realizadas con el análisis desarrollado y los resultados a los que hemos llegado son las siguientes: testamos las hipótesis expuestas por Keynes y Wagner sobre una amplia muestra que incluye diecinueve economías latinoamericanas y España; el periodo temporal abarca cuatro décadas, lo cual permite conocer la evolución de los agregados considerados y su relación en los largos procesos regionales de cambio de modelo de crecimiento por industrialización por sustitución de importaciones a otro en el que dominan las políticas neoliberales enmarcadas recientemente en el Consenso de Washington, por una parte, y la progresiva democratización de los territorios (en torno a las tres cuartas partes de los países seleccionados experimentaron este proceso), por otra; además, se analizan los casos en términos comparativos con la economía española que alcanzó en los 70 la denominación de desarrollada por la OCDE y el Banco Mundial, que comparte ciertas características comunes con las latinoamericanas y que no estaban tan distantes en la década de los 60; ampliamos la metodología de cointegración respecto a otros artículos anteriores (Clements, Faircloth y Verhoeven, 2007; Comín, 1985; Díaz-Fuentes, 1994; Jaén y Molina, 1997; Jaén y Molina, 1999; Lagares, 1975; Mann, 1980; Thornton, 1998; Villaverde, 1983), incorporando una serie de tests como los de cointegración o causalidad que permitan dar cierto grado de robustez a los resultados obtenidos e interpretando los mismos complementariamente con un análisis histórico descriptivo.

Finalmente, aplicando una metodología similar, se abre una línea de investigación futura que podría examinar, además del gasto público, su desglose funcional, la relación de la estructura fiscal y el crecimiento. Como predijo Wagner “la austeridad financiera puede dificultar la expansión de las actividades del Estado, haciendo que su alcance esté condicionado por los ingresos en lugar de al revés”. Durante la transición democrática española, la reforma fiscal de 1977-1978 fue fundamental para incrementar la capacidad fiscal que asegurase la suficiencia del nuevo Estado de Bienestar (Comín y Díaz-Fuentes,

2005). Los diferentes caminos seguidos por los países de América Latina, entre los que resultaría de gran interés la identificación de diversos patrones de relación entre el gasto y el ingreso público, sus componentes y el crecimiento económico, y España podrían suponer una relevante fuente de estudio para identificar políticas fiscales aplicables en América Latina.

ANEXO 1

Resultados del test Cusum

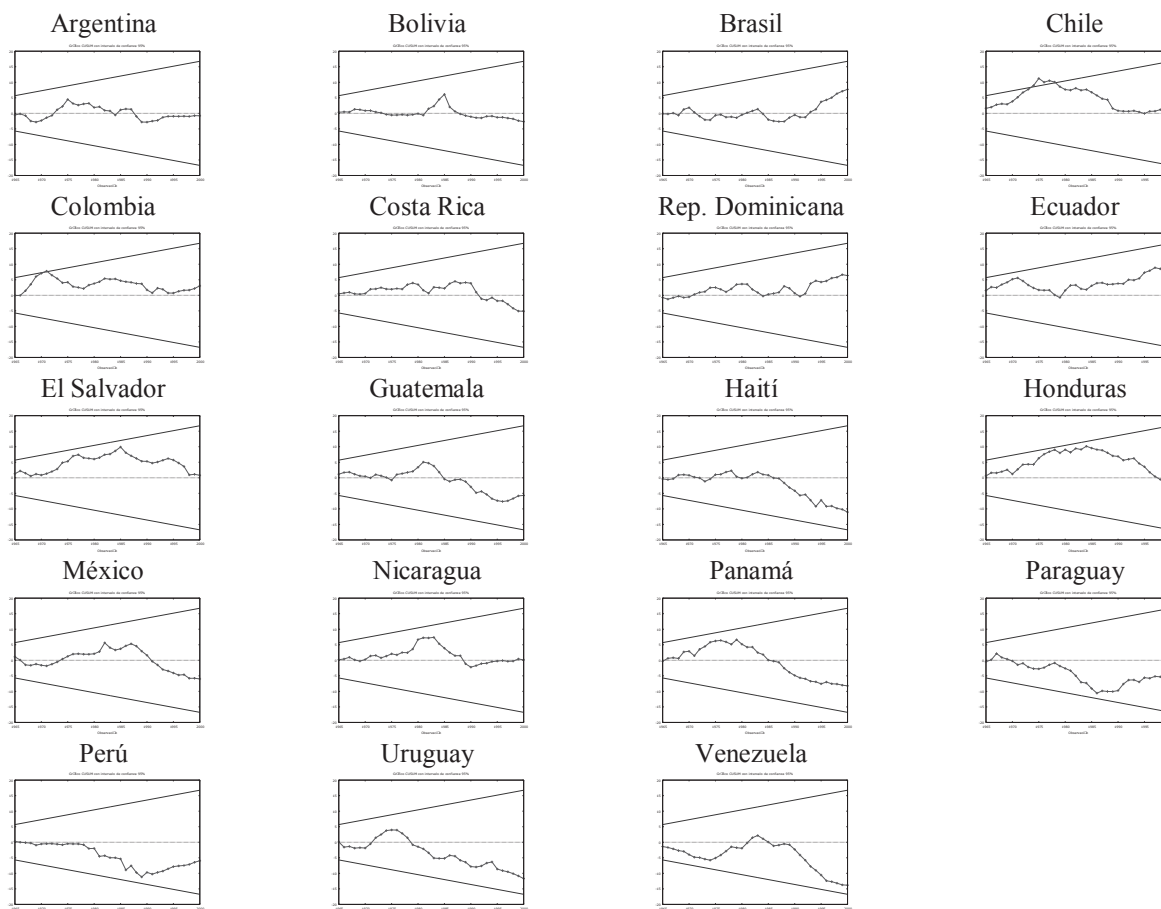
El test Cusum (Brown, Durbin y Evans, 1975) se basa en la suma de los residuos recursivos, como recoge la siguiente expresión: $W_t = \sum_{r=k+1}^t \frac{W_r}{S}$, siendo w el residuo recursivo, s la desviación típica para la

regresión considerando T , t el periodo temporal que va de $t = k + 1, \dots, T$, y k el número de parámetros a estimar. Si los parámetros son estables en todo el periodo $E(W_t) = 0$, pero si cambian significativamente a lo largo del mismo W_t traspasará las líneas críticas, definidas al 5% de significación como

$$\left[k, \pm 0.948 (T - k)^{\frac{1}{2}} \right] \text{ y } \left[T, \pm 3 \times 0.948 (T - k)^{\frac{1}{2}} \right], \text{ respectivamente.}$$

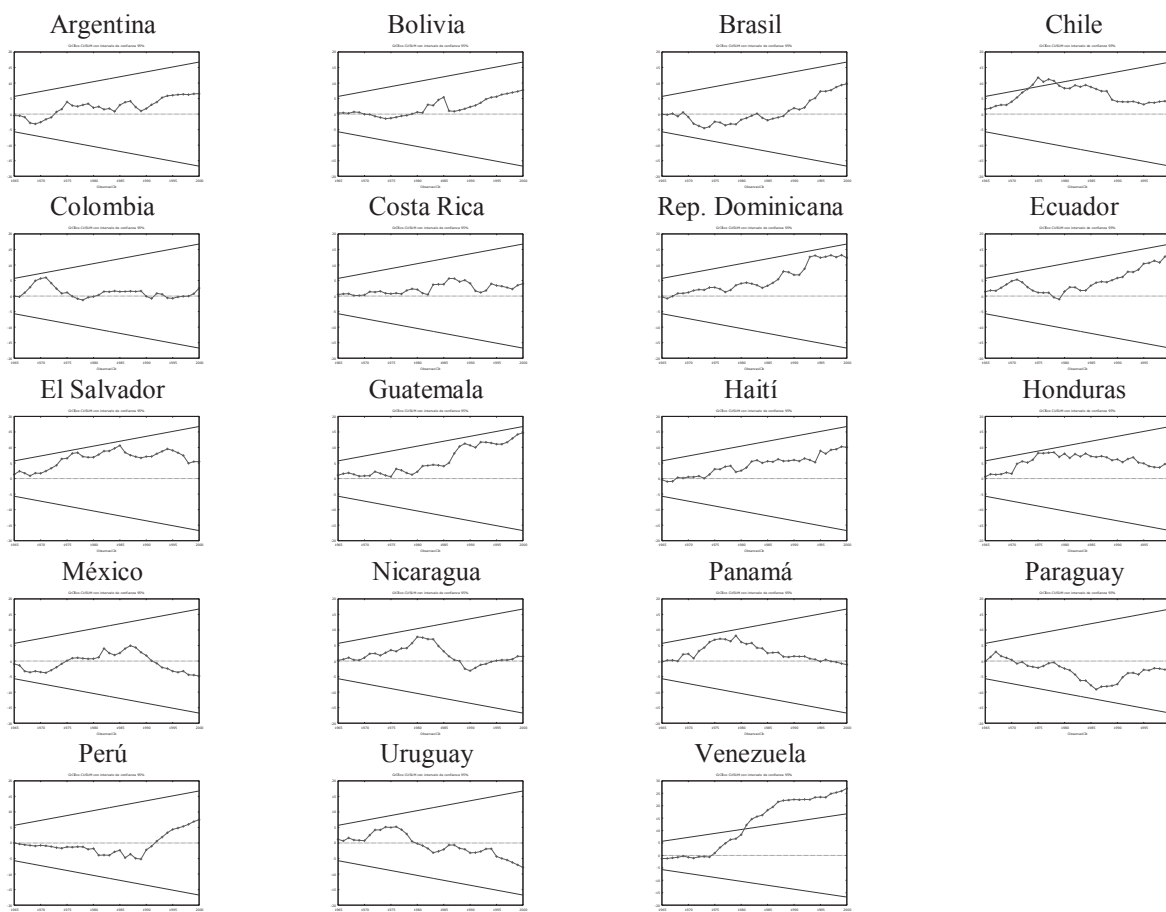
AMÉRICA LATINA

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



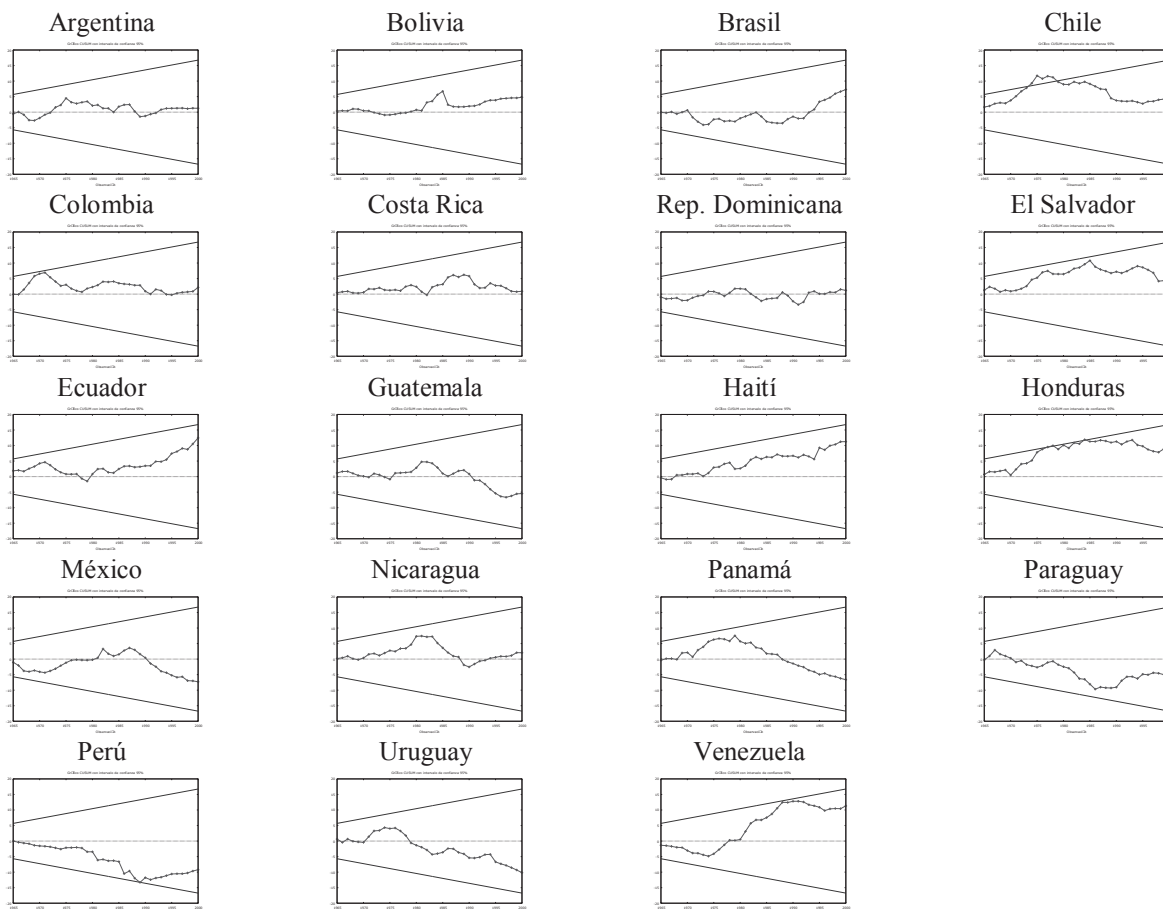
Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95%.

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



Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95

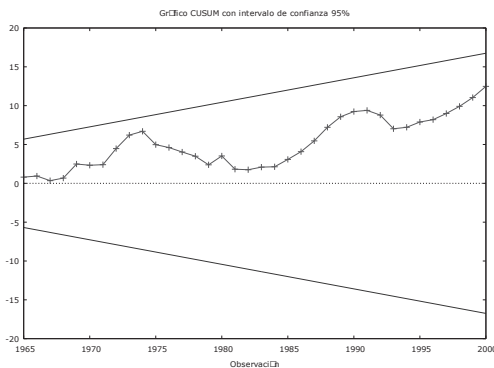
$$\Delta \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} + \gamma \left[\ln \frac{G_{it-1}}{N_{it-1}} - \delta \ln \frac{Y_{it-1}}{N_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$



Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95%.

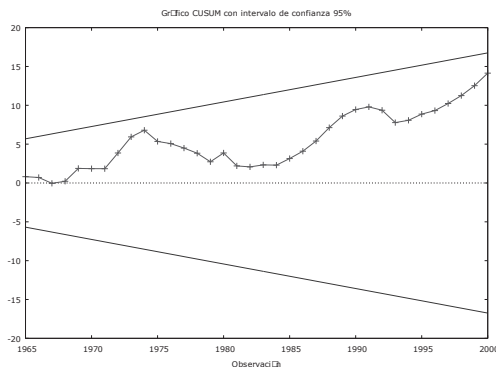
ESPAÑA

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



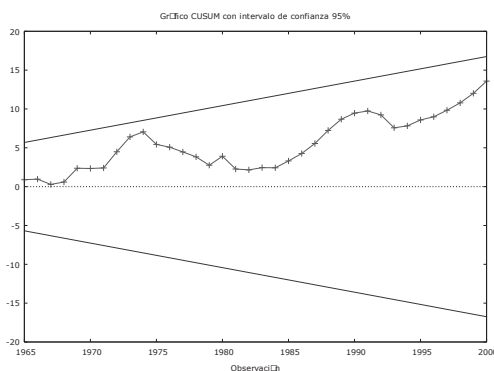
Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95%.

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



Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95%.

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



Nota: Gráfico Cusum con intervalo de confianza del 95%.

NOTAS

- 1 A pesar de las similitudes presentadas se encuentran diferencias entre la evolución económica y política de España y América Latina durante las últimas cuatro décadas del siglo XX, en parte condicionadas por un positivo “efecto compañero” que afectó a España dada la cercanía geográfica con la Comunidad Económica Europea (CEE), posteriormente Unión Europea (UE). Por otra parte, países como Portugal e Italia podrían ser incluidos como marco de comparación dada su cercanía cultural e institucional con América Latina.
- 2 Este es uno de los aspectos más polémicos de la ley. Como señala Comín (1985), no está claro si Wagner se refiere al incremento absoluto del gasto público, al relativo o a ambos. Autores como Lagares (1975) argumentan que el hacendista alemán no tuvo en cuenta la dimensión relativa. Por su parte, Bird (1971) y Timm (1961) afirman lo op sto. Dado que el debate aún no se ha resuelto, en este artículo consideraremos ambas interpretaciones, siguiendo la recomendación de Peacock y Scott (2000), para quienes las dos visiones podrían ser correctas.
- 3 “Creo, por tanto, que una socialización bastante completa de las inversiones será el único medio de aproximarse a la ocupación plena; aunque esto no necesita excluir cualquier forma, transacción o medio por los cuales la autoridad pública coopere con la iniciativa privada. Pero fuera de esto, no se aboga francamente por un sistema de socialismo de estado que abarque la mayor parte de la vida económica de la comunidad”, Keynes (2003).
- 4 La inexistencia de series homogéneas de gasto público subcentral para la muestra de países durante el periodo considerado es la causa de que limitemos nuestro análisis al gasto del gobierno central, ya que este nivel es el único que permite realizar un análisis comparativo en términos homogéneos desde 1960 en América Latina.

- 5 Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela.
- 6 La base de datos OxLAD recoge información sobre un amplio conjunto de variables económicas y sociales de veinte países latinoamericanos a lo largo del siglo XX.
- 7 Aunque los cinco modelos se usan para testar la Ley de Wagner y la hipótesis keynesiana, debe aclararse que no son idénticos porque se utilizan diferentes agregados para evaluar cada una de las relaciones. Sin embargo, a pesar de las diferencias entre las variables dependientes e independientes consideradas, como muestra Henrekson (1993), los cinco modelos podrían reducirse a tres, ya que (1) y (3), son equivalentes, si bien no iguales, al igual que (4) y (5).
- 8 En este caso únicamente se ha tenido en cuenta constante. No obstante, aún considerando una posible tendencia los resultados no varían significativamente rechazando la hipótesis de raíz unitaria para América Latina y no haciéndolo para España.
- 9 Sería posible realizar un análisis de multicointegración que por cuestión de espacio y por suponer una metodología alternativa queda fuera del objetivo de este artículo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANSARI, M.I., GORDON, D.V. y AKUAMOAH, C. (1997), "Keynes versus Wagner: Public Expenditure and National Income for Three African Countries". *Applied Economics* 29, pp. 543-550.
- ARÁOZ, María Florencia, CERRO, Ana María, MELONI, Osvaldo y SORIA Tatiana (2008), "Testing fiscal sustainability in Argentina", *XXII Jornadas Anuales de Economía*, Banco Central de Uruguay.
- BACKHAUS, Jürgen G. y WAGNER, Richard E. (2004), "Society, State, and Public Finance: Setting the Analytical Stage", en J.G. Backhaus y R.E. Wagner (eds.) *Handbook of Public Finance*. Norwell: Kluwer Academic Publishers.
- BIRD, Richard M. (1971), "Wagner's Law of Expanding State Activity". *Public Finance* 26, pp. 1-26.
- BROWN, R.L., DURBIN, J. y EVANS, J.M. (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time". *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* 37, pp.149-192.
- BULMER-THOMAS, Victor (1987), *The Political Economy of Central America since 1920*. Cambridge: Cambridge University Press.
- BULMER-THOMAS, Victor (1994), *The Economic History of Latin America since Independence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- CARRERAS, Albert, PRADOS DE LA ESCOSURA, Leandro y ROSÉS, Joan Ramón (2005), "Renta y riqueza", en A. Carreras y X. Tafunell (coords.) *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX*. Bilbao: Fundación BBVA.
- CETRÁNGOLO, Óscar y JIMÉNEZ, Juan Pablo (2003), *Política fiscal en Argentina durante el régimen de convertibilidad*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CHANG, Tsangyao (2002), "An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-correction Modelling Techniques". *Applied Economics* 34, pp. 1157-1169.
- CHOI, In (2001), "Unit Root Test for Panel Data". *Journal of International Money and Finance* 20, pp. 249-272.
- CLEMENTS, Benedict, FAIRCLOTH, Christopher y VERHOEVEN, Marijn (2007), "Public expenditure in Latin America: trends and key policy issues". *CEPAL Review* 93, pp. 37-60.
- COMÍN, Francisco (1985), "La evolución del gasto del Estado en España, 1901-1972: contrastación de dos teorías", en P. Martín Aceña y L. Prados de la Escosura (eds.) *La nueva historia económica en España*. Madrid: Tecnos.
- COMÍN, Francisco y DÍAZ-FUENTES, Daniel (2005), "Sector público administrativo y estado de bienestar", en A. Carreras y X. Tafunell (coords.) *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX*. Bilbao: Fundación BBVA.
- CORTÉS CONDE, Roberto (2006), "Fiscal and Monetary Regimes", en V. Bulmer-Thomas y J.H. Coatsworth (eds.) *The Cambridge Economic History of Latin America*. New York: Cambridge University Press.
- DE GREGORIO, José (2008), "El crecimiento económico de la América Latina. Del desencanto del siglo XX a los desafíos del XXI". *El Trimestre Económico* 299, pp. 5-45.
- DÍAZ-FUENTES, Daniel (1994), *Crisis y cambios estructurales en América Latina: México, Brasil y Argentina durante el período de entreguerras*. México D. F.: Fondo de Cultura Económica.
- DICKEY, David A. y FULLER, Wayne A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica* 49, pp. 1057-1072.
- EDWARDS, Sebastian (2007), "Crises and Growth: A Latin American Perspective". *Revista de Historia Económica-Journal of Latin American Economic History* 25 (1), pp. 19-52.

- ENGLE, Robert F. y GRANGER, Clive W.J (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- FERRER, Aldo (2008), *La economía argentina*. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.
- FOXLEY, Alejandro (1982), *Experimentos Neoliberales en América Latina*. Santiago de Chile: CIEPLAN.
- FURCERI, Davide (2009), "Stabilization Effects of Social Spending: Empirical Evidence from a Panel of OECD Countries". *Economics Department Working Paper 675*, Organization for Economic Co-operation and Development.
- GERCHUNOFF, Pablo y LLACH, Lucas (2009), "Equality of Growth: A 20th Century Argentine Dilemma". *Revista de Historia Económica-Journal of Latin American Economic History*, 27 (3), pp. 397-426.
- GRANGER, Clive W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods". *Econometrica* 37, pp. 424-438.
- GRANGER, Clive W.J. y NEWBOLD, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.
- GUTIÉRREZ, Mario y REVILLA, Julio E. (2010), "Building Countercyclical Fiscal Policies in Latin America: The International Experience". *Policy Research Working Paper 5211*, The World Bank.
- HENREKSON, Magnus (1993), "Wagner's Law, a Spurious Relationship?". *Public Finance* 48, pp. 1-14.
- IBGE (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFÍA E ESTATÍSTICA) (2003), *Estatísticas do Século XX*.
- IM, Kyung So, PESARAN, M. Hashem y SHIN, Yongcheol (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics* 115, pp. 53-74.
- INEGI (INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA GEOGRAFÍA E INFORMÁTICA) (1994), *Estadísticas Históricas de México*.
- IYARE, Sunday Osaretin y LORDE, Troy (2004), "Co-integration, Causality and Wagner's Law: Tests for Selected Caribbean Countries". *Applied Economics Letters* 11, pp. 815-825.
- JAÉN, Manuel y MOLINA, Agustín (1997), "Un estudio empírico de la ley de Wagner aplicado al caso español". *Hacienda Pública Española* 141-142, pp. 277-285.
- JAÉN, Manuel y MOLINA, Agustín (1997), "Evidencia empírica adicional sobre la Ley de Wagner: España, 1901-1992". *Hacienda Pública Española* 148, pp. 169-174.
- JOHANSEN, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- KEYNES, John Maynard (2003) [1936], *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*. México D.F.: Fondo de Cultura Económica.
- KOLLURI, Bharat R., PANIK, Michael J. y WAHAB, Mahmoud S. (2000), "Government Expenditure and Economic Growth: Evidence from G7 Countries". *Applied Economics* 32, pp. 1059-1068.
- LAGARES, Manuel J. (1975), "La participación creciente del sector público en la economía española: su contrastación empírica". *Hacienda Pública Española* 36, pp. 19-33.
- LAMARTINA, Serena y ZAGHINI, Andrea (2011), "Increasing Public Expenditures: Wagner's Law in OECD Countries". *German Economic Review* 12(2), 149-164.
- LINDERT, Peter H. (2004), *Growing Public*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MADDALA, G.S. y WU, S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 631-652.
- MADDISON, Angus (2010), *Statistics on World Population, GDP and Per Capita GDP, 1-2006 AD* (Octubre 2010 <http://www.ggdc.net/maddison/>).
- MANN, Arthur J. (1980), "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976". *National Tax Journal* 33, pp. 189-201.
- NARAYAN, Prasad Kumar, NIELSEN, Ingrid y SMYTH, Russell (2008), "Panel Data, Cointegration, Causality and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces". *China Economic Review* 19, pp. 297-307.
- NICOLAU, Roser (2005), "Población, salud y actividad", en A. Carreras y X. Tafunell (coords.) *Estadísticas históricas de España: siglos XIX y XX*. Bilbao: Fundación BBVA.
- OCAMPO, José Antonio (1991), "Collapse and (Incomplete) Stabilization of the Nicaraguan Economy", en R. Dornbusch y S. Edwards (eds.) *The Macroeconomics of Populism in Latin America*. Chicago: The University of Chicago Press.
- OCAMPO, José Antonio (2004), "La América Latina y la economía mundial en el largo siglo XX". *El Trimestre Económico* 284, pp. 725-786.
- OXLAD (2010), *Oxford Latin American Economic History Database* (<http://oxlad.queh.ox.ac.uk/>).

- OXLEY, Les (1994), "Cointegration, Causality and Wagner's Law: A Test for Britain 1870-1913". *Scottish Journal of Political Economy* 41, pp. 286-298.
- PEACOCK, Alan y SCOTT, Alex (2000), "The Curious Attraction of Wagner's Law". *Public Choice* 102, pp. 1-17.
- PEDRONI, Peter (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 653-670.
- PERDICES DE BLAS, Luis y REVUELTA, Julio (2011), "Mercado y fiscalidad: Los principios tributarios modernos y la Escuela de Salamanca". *ESIC-Market*, 138, 117-143.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, Leandro (2007), "Growth and Structural Change in Spain, 1850-2000: A European Perspective". *Revista de Historia Económica-Journal of Iberian and Latin American Economic History* 25 (1), pp. 147-182.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, Leandro, ROSÉS, Joan Ramón y SANZ VILLARROYA, Isabel (2010), "Stabilization and Growth under Dictatorship: The Experience of Franco's Spain". *Working Papers in Economic History Universidad Carlos III de Madrid* 10-02.
- PHILLIPS, Peter C.B y PERRON, Pierre (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- RAM, Rati (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, pp. 194-204.
- RAMSEY, J.B. (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis". *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* 31, pp. 350-371.
- SACHS, Jeffrey (1987), "The Bolivian Hyperinflation and Stabilization". *American Economic Review* 78 (2), pp. 279-283.
- SANZ VILLARROYA, Isabel (2004), "Las tendencias a largo plazo de la economía argentina: 1875-2000". *Revista de Historia Económica* 24 (1), pp. 177-205.
- STIGLITZ, Joseph E. (2003), "El rumbo de las reformas. Hacia una nueva agenda para América Latina". *Revista de la CEPAL* 80, pp. 7-40.
- TANNER, Evan y SAMAKE, Issouf (2008), "Probabilistic Sustainability of Public Debt: A Vector Autoregression Approach for Brazil, Mexico, and Turkey". *IMF Staff Papers* 55, pp. 149-182.
- TANZI, Vito y SCHUKNECHT, Ludger (2000), *Public Spending in the 20th Century*. Cambridge: Cambridge University Press.
- THORNTON, John (1998), "The Growth of Public Expenditure in Latin America: A test of Wagner's Law", *Cuadernos de Economía* 105, pp. 255-263.
- THORP, Rosemary (1998), *Progress, Poverty and Exclusion: An Economic History of Latin America in the Twentieth Century*. Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- TIMM, Herbert (1961), "Das Gesetz der wachsenden Staatsausgaben". *Finanzarchiv* 2, pp. 201-247.
- VILLAVERDE, José (1983), "El crecimiento del sector público español: un estudio empírico". *Hacienda Pública Española* 85, pp. 355-367.
- WAGNER, Adolph (1967) [1883], "Three Extracts on Public Finance", en R.A. Musgrave y A.T. Peacock (eds.) *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Macmillan.
- WILLIAMSON, John (1990), "What Washington Means by Policy Reform", en J. Williamson (ed.) *Latin American Adjustment: How Much Has Happened?*. Washington D. C.: Institute for International Economics.
- WU, Shih-Ying; TANG, Jenn-Hong y LIN, Eric S. (2010), "The impact of government expenditure on economic growth: How sensitive to the level of development?", *Journal of Policy Modeling*, 32, 804-817.