

La relación entre el crecimiento económico y el gasto público en Argentina, Brasil, España y México durante el siglo XX

Francisco Comín Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica,
Universidad de Alcalá de Henares cominco@telefonica.net

Daniel Díaz Fuentes - Departamento de Economía –
Universidad de Cantabria diazd@unican.es

Julio Revuelta – Departamento de Economía –
Universidad de Cantabria revueltalj@unican.es

Resumen

El gasto público y el crecimiento económico parecen tener una relación a lo largo de la historia. Pero no está claro el sentido en la causalidad, o si esta es bidireccional. La ley de Wagner establece que es el crecimiento el que facilita la expansión del sector público. Por su parte, la hipótesis keynesiana determina el sentido de causalidad opuesto. En las siguientes páginas estudiamos cuál ha sido la relación, a lo largo del siglo XX, de las variables en cuestión en Argentina, Brasil, España y México. Para ello utilizamos técnicas de cointegración, causalidad y el modelo de corrección de error. El resultado que obtenemos es que la ley de Wagner se cumple en los cuatro países, para el periodo analizado.

Palabras clave

Causalidad, Cointegración, Gasto público, Keynes, Ley de Wagner

Códigos JEL

H50, N40, N46

1. Introducción

La relación entre el crecimiento económico y el gasto público ha sido estudiada ampliamente por los economistas a lo largo de la historia. Han sido muchos los enfoques que se han utilizado para abordar la cuestión. De todos ellos nos centraremos en dos, desarrollados por Wagner y Keynes, por su idoneidad y versatilidad para contrastar empíricamente las hipótesis teóricas.

El hacendista alemán enunció la “ley de la creciente expansión de la actividad pública”, que pasó a denominarse “ley de Wagner”. Según esta, si un país experimenta crecimiento económico a largo plazo su sector público será cada vez mayor. Posteriores interpretaciones de sus palabras han hecho que la ley se representara a través de relaciones funcionales distintas. A lo largo del artículo nos centraremos en las cinco¹ que más éxito han tenido en la literatura:

$$\ln G = \alpha + \beta \ln Y \quad (1)$$

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

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

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

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

Las dos primeras corresponden a la versión absoluta de la ley. La tercera y cuarta a la relativa. Y, finalmente, la quinta a la absoluta per cápita.

En cuanto a la postura keynesiana, el economista británico afirmó que el incremento del gasto público llevaba a un mayor crecimiento. Por lo que es fácil ver la inversión en la dirección de causalidad entre la teoría wagneriana y la de Keynes. De modo que las cinco funciones anteriores sirven para contrastar esta última teoría cambiando la variable dependiente por la explicativa.

Podemos distinguir al menos dos metodologías en los artículos que han estudiado el cumplimiento, o no, de las dos posturas anteriormente descritas. La herramienta tradicional ha sido la regresión mínimo cuadráticas en las series temporales. Pero con variables no estacionarias, como el gasto público y el PIB, existía el riesgo de que las

¹ Los economistas que las plantearon fueron Peacock y Wiseman (1), Goffman (2), Mann (3), Musgrave (4) y Gupta (5).

regresiones fueran espurias², tal y como señala Henrekson (1993). Desde entonces se ha sustituido la metodología tradicional por otra basada en la cointegración y causalidad. Una muestra de la extensa literatura aplicada que se basa en estas herramientas la podemos encontrar en Oxley (1994), Ansari, Gordon y Akuamoah (1997), Chletsos y Kollias (1997), Jaén y Molina (1997), Thornton (1998), Asseery, Law y Perdakis (1999), Biswal, Dhawan y Lee (1999), Kolluri, Panik y Wahab (2000), Islam (2001), Al- Faris (2002), Chang (2002), Chow, Cotsomitis y Kwan (2002), Iyare y Lorde (2004), Jaén (2004), Narayan, Prasad y Singh (2007), Lamartina y Zaghini (2008) y Narayan, Nielsen y Smyth (2008). La mayor parte de los artículos aceptan el cumplimiento de la ley de Wagner. No obstante, al tomar países y periodos diversos no hay homogeneidad en los resultados.

En nuestro estudio vamos a analizar el cumplimiento de la hipótesis keynesiana o de la ley de Wagner en Argentina, Brasil, España y México a lo largo del siglo XX. Por una parte, Argentina, Brasil y México son las economías más importantes de América Latina³. Mientras que por otra, su comparación con España viene justificada porque partían de un nivel de riqueza similar a inicios del siglo XX, pero el país ibérico nos sirve como ejemplo de nación desarrollada al completarse el periodo estudiado.

La estructura que vamos a seguir es la siguiente. En el segundo apartado expondremos la metodología y los datos que nos van a servir para llevar a cabo la contrastación empírica. En el tercer epígrafe mostraremos los resultados obtenidos para los cuatro países. Por último, cerraremos el artículo con las conclusiones.

2. Datos y metodología

Las variables en las que vamos a centrar el estudio son las correspondientes al gasto real del gobierno central (G), PIB real (Y) y población (N) de los cuatro países analizados entre 1900 y 2000. Combinando las series anteriores calculamos el gasto real del gobierno central por habitante ($\frac{G}{N}$), el PIB real per cápita ($\frac{Y}{N}$) y el porcentaje del gasto gubernamental sobre la producción del país ($\frac{G}{Y}$). Las cifras utilizadas provienen de OxLAD (2008), INEGI (194) e IBGE (2003) para las tres mayores economías

² Granger y Newbold (1974).

³ Condición que se ha mantenido a lo largo de todo el siglo pasado.

latinoamericanas y de Comín y Díaz Fuentes (2005), Nicolau (2005) y Prados de la Escosura y Rosés (2005) para España.

La metodología que vamos a utilizar aplica la cointegración y causalidad en el análisis de las series temporales para Argentina, Brasil, México y España entre 1900-2000. La primera etapa consiste en comprobar su orden de integración, ya que es necesario que presenten el mismo de cara a realizar la regresión cointegrada. Para ello, hemos utilizado el test de raíz unitaria de Dickey-Fuller⁴ ampliado (DFA). Las hipótesis nula y alternativa consideradas son:

$$H_0 : \phi_p(B)\nabla z_t = a_t$$

$$H_1 : \phi_{p+1}(B)z_t = c + a_t$$

Si se acepta la nula nos encontraremos ante un proceso de raíz unitaria, mientras que si se rechaza y se toma la alternativa es estacionario.

El siguiente paso consiste en saber si las series están cointegradas. Para ello realizamos los tests de Engle-Granger⁵ y Johansen⁶, con el fin de mostrar la robustez de los resultados. El primero consiste en la estimación mínimo cuadrática de la ecuación cointegrante, cuando las variables tienen el mismo orden de integración, y la aplicación del test DFA sobre los residuos de dicha regresión. Si las variables no son estacionarias y los residuos sí, hay cointegración. Con el segundo, habrá cointegración si se rechaza la hipótesis nula, que no hay ninguna relación de cointegración, para el rango igual a cero, mientras que se acepta para un rango igual a uno, en este caso la nula es que hay una relación de cointegración entre las variables.

En la tercera fase nos ocupamos de contrastar la existencia de relaciones de causalidad entre las variables de los cinco modelos. El instrumento para medirlo será el test de causalidad de Granger. Es posible realizar un test de Wald, donde la nula es que la explicativa no causa la explicada, sobre las siguientes expresiones:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i G_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$G_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i G_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + \eta_t$$

⁴ Dickey y Fuller (1981) y MacKinnon (1996).

⁵ Engle y Granger (1987) y MacKinnon (1996).

⁶ Johansen (1988) y Doornik (1998).

Finalmente, estimamos las elasticidades a través de la adaptación al modelo de corrección de error (MCE)⁷ de las cinco relaciones funcionales consideradas. Para ello nos servimos de las siguientes expresiones, donde β representa el efecto a corto plazo de variaciones en el PIB, o PIB per cápita, sobre el gasto público y δ el de largo plazo:

$$\Delta \ln G_t = \alpha + \beta \Delta \ln Y_t + \gamma [\ln G_{t-1} - \delta \ln Y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta \ln G_t = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_t}{N_t} + \gamma \left[\ln G_{t-1} - \delta \ln \frac{Y_{t-1}}{N_{t-1}} \right] + \varepsilon_t \quad (7)$$

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

$$\Delta \ln \frac{G_t}{Y_t} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_t}{N_t} + \gamma \left[\ln \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} - \delta \ln \frac{Y_{t-1}}{N_{t-1}} \right] + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta \ln \frac{G_t}{N_t} = \alpha + \beta \Delta \ln \frac{Y_t}{N_t} + \gamma \left[\ln \frac{G_{t-1}}{N_{t-1}} - \delta \ln \frac{Y_{t-1}}{N_{t-1}} \right] + \varepsilon_t \quad (10)$$

3. Resultados

Como señalamos en el apartado anterior, comenzamos analizando la relación entre las series de gasto público y PIB en Argentina, Brasil, México y España para el periodo 1900-2000. El primer paso consiste en realizar el test ADF sobre cada una de las series⁸. Siguiendo el criterio de Newey-West⁹ llevamos a cabo el test con cuatro retardos en todos los casos. El resultado que muestra el *cuadro 1* es que todas las series de los logaritmos en nivel son I(1), esto es, si se las diferencia una vez, se vuelven estacionarias, I(0). Por lo tanto, teniendo todas las variables el mismo orden de integración se puede pasar a la segunda fase.

⁷ Clements, Faircloth y Verhoeven (2007: 59) y Akitoby, Clements, Gupta y Inchauste (2006: 911-912).

⁸ Los logaritmos del gasto público central (lnG), el PIB (lnY), las dos variables anteriores en términos per cápita (lnGN y lnYN, respectivamente) y el peso del gasto público central sobre el PIB (lnGY).

⁹ El número de retardos (q) a considerar se obtiene de $q = \text{int} \left[4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right]$. Para el período 1900-2000,

T= 101, por lo que q=4.

Cuadro 1

**Test ADF (4 retardos) con constante y tendencia para niveles y sin constante ni
tendencia para diferencias, 1900-2000**

<u>Argentina</u>			<u>Brasil</u>		
	Coeficiente	Pvalor		Coeficiente	Pvalor
InY	-3.1346	0.0982	InY	-1.5098	0.8267
dInY	-2.9039	0.0036	dInY	-3.3660	0.0122
InG	-3.1360	0.0979	InG	-1.9320	0.6375
dInG	-4.1838	0.0000	dInG	-3.8706	0.0001
InYN	-3.0792	0.1112	InYN	-1.5817	0.8005
dInYN	-4.3465	0.0000	dInYN	-2.6292	0.0083
InGN	-3.2566	0.0736	InGN	-1.9887	0.6070
dInGN	-4.7004	0.0000	dInGN	-4.8899	0.0000
InGY	-2.9369	0.1507	InGY	-2.2400	0.4666
dInGY	-4.8312	0.0000	dInGY	-5.8973	0.0000
<u>México</u>			<u>España</u>		
	Coeficiente	Pvalor		Coeficiente	Pvalor
InY	-2.0209	0.5893	InY	-1.4082	0.8590
dInY	-3.0991	0.0267	dInY	-3.0635	0.0294
InG	-2.9211	0.1556	InG	-0.9356	0.9506
dInG	-2.7189	0.0064	dInG	-2.6029	0.0090
InYN	-1.8215	0.6945	InYN	-1.2275	0.9040
dInYN	-3.1997	0.0013	dInYN	-2.1923	0.0273
InGN	-2.9710	0.1404	InGN	-0.7957	0.9648
dInGN	-3.3625	0.0008	dInGN	-2.8667	0.0040
InGY	-3.1520	0.0944	InGY	-1.2866	0.8909
dInGY	-3.9032	0.0001	dInGY	-4.3276	0.0000

Los resultados del test de cointegración de Engle-Granger, *cuadro 2*, muestran como hay relación a largo plazo entre el gasto público y el PIB de los cuatro países¹⁰ en las cinco versiones estudiadas.

¹⁰ Si bien en España hay que tomar un nivel de significación algo superior que en el resto.

Cuadro 2

Test de cointegración de Engle-Granger (4 retardos) sin constante ni tendencia, 1900-2000

<u>Argentina</u>		
Modelo	Coefficiente	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	-2.9015	0.0036
$\ln G = a + b \ln YN$	-2.3661	0.0174
$\ln GY = a + b \ln Y$	-2.9015	0.0036
$\ln GY = a + b \ln YN$	-2.6882	0.0070
$\ln GN = a + b \ln YN$	-2.6882	0.0070
<u>Brasil</u>		
Modelo	Coefficiente	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	-2.3467	0.0183
$\ln G = a + b \ln YN$	-2.1167	0.0330
$\ln GY = a + b \ln Y$	-2.3467	0.0183
$\ln GY = a + b \ln YN$	-2.3440	0.0184
$\ln GN = a + b \ln YN$	-2.3440	0.0184
<u>México</u>		
Modelo	Coefficiente	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	-2.4850	0.0126
$\ln G = a + b \ln YN$	-2.8095	0.0048
$\ln GY = a + b \ln Y$	-2.4850	0.0126
$\ln GY = a + b \ln YN$	-2.6158	0.0086
$\ln GN = a + b \ln YN$	-2.6158	0.0086
<u>España</u>		
Modelo	Coefficiente	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	-1.7609	0.0744
$\ln G = a + b \ln YN$	-2.2536	0.0234
$\ln GY = a + b \ln Y$	-1.7609	0.0744
$\ln GY = a + b \ln YN$	-1.9322	0.0510
$\ln GN = a + b \ln YN$	-1.9322	0.0510

También hemos realizado el test de cointegración de Johansen con tendencia restringida, *cuadro 3*, seleccionando los retardos del modelo VAR por mayoría entre los criterios de información de Akaike, de Schwartz y de Hannan-Quinn. Los resultados no rechazan la hipótesis de al menos una relación de cointegración excepto para el primer y tercer modelo en Argentina. Ahora bien, si se realiza el mismo test teniendo en cuenta posibles rupturas estructurales¹¹, *cuadro 4*, el resultado es que hay cointegración en todos los casos.

¹¹ Tomando una ruptura, esta se da en 1975 (previo al paso a la Junta Militar tras la muerte de Perón y crisis del petróleo) en Argentina, en 1916 (primera guerra mundial y fin del orden liberal mundial) en Brasil, en 1982 (crisis de la deuda) en México y en 1936 (guerra civil) en España. Si tenemos en cuenta

Cuadro 3

Test de cointegración de Johansen con tendencia restringida, 1900-2000

<u>Argentina</u>								
Modelo	Rango = 0				Rango = 1			
	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	35.1250	0.0020	22.0000	0.0176	13.1250	0.0379	13.1250	0.0376
$\ln G = a + b \ln YN$	27.1420	0.0323	18.3270	0.0690	8.8147	0.1973	8.8147	0.1972
$\ln GY = a + b \ln Y$	35.1250	0.0020	22.0000	0.0176	13.1250	0.0379	13.1250	0.0376
$\ln GY = a + b \ln YN$	29.4960	0.0150	21.4460	0.0218	8.0507	0.2550	8.0507	0.2552
$\ln GN = a + b \ln YN$	29.4960	0.0150	21.4460	0.0218	8.0507	0.2550	8.0507	0.2552
<u>Brasil</u>								
Modelo	Rango = 0				Rango = 1			
	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	13.4660	0.7041	9.7496	0.6521	3.7163	0.7787	3.7163	0.7805
$\ln G = a + b \ln YN$	14.1320	0.6517	9.2554	0.7014	4.8767	0.6203	4.8767	0.6219
$\ln GY = a + b \ln Y$	13.4660	0.7041	9.7496	0.6521	3.7163	0.7787	3.7163	0.7805
$\ln GY = a + b \ln YN$	14.0200	0.6607	9.5658	0.6706	4.4544	0.6789	4.4544	0.6806
$\ln GN = a + b \ln YN$	14.0200	0.6607	9.5658	0.6706	4.4544	0.6789	4.4544	0.6806
<u>México</u>								
Modelo	Rango = 0				Rango = 1			
	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	14.2880	0.6392	8.4505	0.7775	5.8379	0.4913	5.8379	0.4925
$\ln G = a + b \ln YN$	12.1420	0.8006	9.2373	0.7032	2.9049	0.8759	2.9049	0.8774
$\ln GY = a + b \ln Y$	14.2880	0.6392	8.4505	0.7775	5.8379	0.4913	5.8379	0.4925
$\ln GY = a + b \ln YN$	10.7990	0.8810	7.8326	0.8302	2.9665	0.8692	2.9665	0.8708
$\ln GN = a + b \ln YN$	10.7990	0.8810	7.8326	0.8302	2.9665	0.8692	2.9665	0.8708
<u>España</u>								
Modelo	Rango = 0				Rango = 1			
	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor	Contraste traza	Pvalor	Contraste Lmax	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	23.1170	0.1057	17.5190	0.0909	5.5976	0.5226	5.5976	0.5239
$\ln G = a + b \ln YN$	22.8890	0.1124	17.2890	0.0981	5.6003	0.5222	5.6003	0.5235
$\ln GY = a + b \ln Y$	23.1170	0.1057	17.5190	0.0909	5.5976	0.5226	5.5976	0.5239
$\ln GY = a + b \ln YN$	22.3530	0.1295	16.7540	0.1168	5.5992	0.5224	5.5992	0.5237
$\ln GN = a + b \ln YN$	22.3530	0.1295	16.7540	0.1168	5.5992	0.5224	5.5992	0.5237

dos se añaden los años 1958 (crisis política con celebración de elecciones constituyentes en 1957 y generales en 1958), 1981 (crisis de la deuda), 1931 (gran depresión) y 1979 (transición democrática y consecuencias del aplazamiento de la crisis del petróleo), a cada país respectivamente.

Cuadro 4

Test de cointegración de Johansen con tendencia restringida y rupturas estructurales, 1900-2000

<u>Argentina (rupturas en 1958 y 1975)</u>				
Modelo	Rango = 0		Rango = 1	
	Contraste traza	Pvalor	Contraste traza	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	46.6900	0.0361	19.6300	0.1361
$\ln G = a + b \ln YN$	47.4300	0.0305	15.3500	0.3473
$\ln GY = a + b \ln Y$	46.6900	0.0361	19.6300	0.1361
$\ln GY = a + b \ln YN$	46.9000	0.0344	15.1500	0.3611
$\ln GN = a + b \ln YN$	46.9000	0.0344	15.1500	0.3611
<u>Brasil (rupturas en 1916 y 1981)</u>				
Modelo	Rango = 0		Rango = 1	
	Contraste traza	Pvalor	Contraste traza	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	46.1000	0.0274	9.2900	0.7488
$\ln G = a + b \ln YN$	41.5200	0.0761	7.7800	0.8555
$\ln GY = a + b \ln Y$	46.1000	0.0274	9.2900	0.7488
$\ln GY = a + b \ln YN$	43.5200	0.0495	7.9000	0.8478
$\ln GN = a + b \ln YN$	43.5200	0.0495	7.9000	0.8478
<u>México (rupturas en 1932 y 1982)</u>				
Modelo	Rango = 0		Rango = 1	
	Contraste traza	Pvalor	Contraste traza	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	67.3500	0.0002	13.5900	0.5359
$\ln G = a + b \ln YN$	51.6700	0.0156	11.4200	0.7098
$\ln GY = a + b \ln Y$	67.3500	0.0002	13.5900	0.5359
$\ln GY = a + b \ln YN$	49.5200	0.0263	12.9300	0.5893
$\ln GN = a + b \ln YN$	49.5200	0.0263	12.9300	0.5893
<u>España (rupturas en 1936 y 1979)</u>				
Modelo	Rango = 0		Rango = 1	
	Contraste traza	Pvalor	Contraste traza	Pvalor
$\ln G = a + b \ln Y$	45.8100	0.0772	17.1700	0.3233
$\ln G = a + b \ln YN$	46.1600	0.0719	16.5600	0.3639
$\ln GY = a + b \ln Y$	45.8100	0.0772	17.1700	0.3233
$\ln GY = a + b \ln YN$	45.5700	0.0811	16.4000	0.3747
$\ln GN = a + b \ln YN$	45.5700	0.0811	16.4000	0.3747

La siguiente etapa nos lleva al test de causalidad de Granger, *cuadro 5*. Los resultados muestran una clara dirección de causalidad del PIB al gasto público en Argentina y España, ya que se observa en los cinco modelos. Pero para Brasil y México esa relación unívoca sólo se da en cuatro y tres modelos respectivamente, existiendo bidireccionalidad en los otros, si bien en esos casos es más fuerte la causalidad de la renta al gasto público que la contraria, por lo que no parece descabellado afirmar que en

estas naciones también se puede cumplir la ley de Wagner, a falta de conocer la elasticidad de largo plazo.

Cuadro 5
Test de causalidad de Granger, 1900-2000

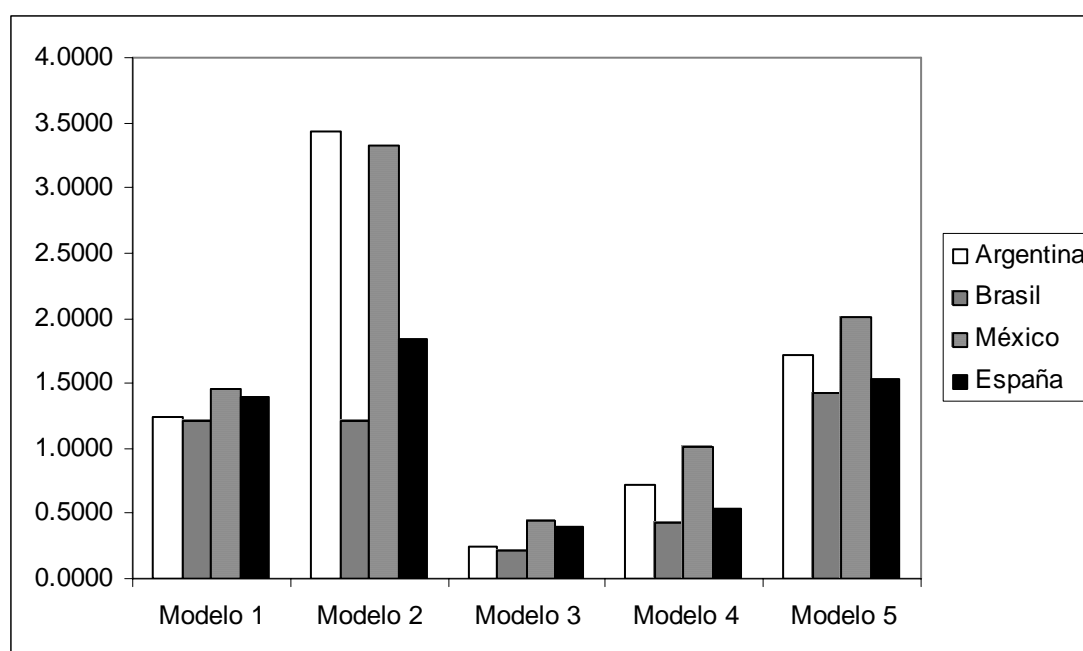
<u>Argentina</u>				<u>Brasil</u>			
Modelo		Y → G	G → Y	Modelo		Y → G	G → Y
InG = a + bInY	Chi ²	23.3660	0.7538	InG = a + bInY	Chi ²	31.8130	3.5854
	Pvalor	0.0000	0.3850		Pvalor	0.0000	0.3100
InG = a + bInYN	Chi ²	10.9140	0.3267	InG = a + bInYN	Chi ²	25.7900	7.6405
	Pvalor	0.0010	0.5680		Pvalor	0.0000	0.0540
InGY = a + bInY	Chi ²	13.1660	0.7538	InGY = a + bInY	Chi ²	17.2880	3.5853
	Pvalor	0.0000	0.3850		Pvalor	0.0010	0.3100
InGY = a + bInYN	Chi ²	13.4200	0.1607	InGY = a + bInYN	Chi ²	18.2890	3.7958
	Pvalor	0.0000	0.6880		Pvalor	0.0000	0.2840
InGN = a + bInYN	Chi ²	20.6770	0.1607	InGN = a + bInYN	Chi ²	30.8170	3.7958
	Pvalor	0.0000	0.6880		Pvalor	0.0000	0.2840
<u>México</u>				<u>España</u>			
Modelo		Y → G	G → Y	Modelo		Y → G	G → Y
InG = a + bInY	Chi ²	2.9671	2.9407	InG = a + bInY	Chi ²	19.7180	1.4689
	Pvalor	0.0850	0.0860		Pvalor	0.0000	0.4800
InG = a + bInYN	Chi ²	5.2693	1.6425	InG = a + bInYN	Chi ²	16.7240	0.3079
	Pvalor	0.0220	0.2000		Pvalor	0.0000	0.8570
InGY = a + bInY	Chi ²	4.1920	2.9407	InGY = a + bInY	Chi ²	12.2630	1.4689
	Pvalor	0.0410	0.0860		Pvalor	0.0020	0.4800
InGY = a + bInYN	Chi ²	5.7287	0.5106	InGY = a + bInYN	Chi ²	13.3690	0.5175
	Pvalor	0.0170	0.4750		Pvalor	0.0010	0.7720
InGN = a + bInYN	Chi ²	5.4583	0.5106	InGN = a + bInYN	Chi ²	19.3170	0.5175
	Pvalor	0.0190	0.4750		Pvalor	0.0000	0.7720

Finalmente, el *cuadro 6* y el *gráfico 1*, muestran los valores obtenidos para la elasticidad a largo plazo con el MCE. Según estos resultados, podemos aceptar el cumplimiento de la ley de Wagner en los cuatro países durante el siglo XX ya que la causalidad va del PIB al gasto público y la elasticidad a largo plazo es superior a la unidad en los modelos 1, 2 y 5 y positiva en el 3 y el 4, requisitos para que la ley tuviera una validación positiva. En cuatro de los cinco modelos la mayor elasticidad es la mexicana, siendo Argentina la nación que ocupa el primer puesto en el otro. Por su parte, Brasil presenta los valores más bajos en todos los casos.

Cuadro 6
Elasticidades a largo plazo, 1900-2000

	Argentina	Brasil	México	España
Modelo 1	1.2480	1.2155	1.4487	1.3968
Modelo 2	3.4317	1.2156	3.3300	1.8446
Modelo 3	0.2480	0.2155	0.4487	0.3968
Modelo 4	0.7157	0.4256	1.0047	0.5329
Modelo 5	1.7157	1.4256	2.0047	1.5329

Gráfico 1
Elasticidades a largo plazo, 1900-2000



4. Conclusiones

Con la metodología utilizada, la ley de Wagner se cumplirá si las series muestran relación a largo plazo, existe causalidad del PIB al gasto público y la elasticidad de largo plazo es mayor que la unidad (menos cuando tenemos en cuenta el peso del gasto público sobre la producción, siendo necesaria una elasticidad positiva). Por contra, si hay relación causal del gasto público al producto, se corroborará la conjetura keynesiana.

De manera que, con los resultados obtenidos, estamos en condiciones de afirmar que la ley se ha cumplido en Argentina, Brasil, México y España a lo largo del siglo XX. Una explicación plausible es que cuando el tamaño del sector público es reducido, resulta difícil que pueda influir directamente en la evolución de la producción. Este ha podido

ser el caso de las cuatro economías consideradas. No obstante, las tres latinoamericanas han mantenido un sector público reducido en todo el siglo, mientras que España incrementó su tamaño al desarrollar un Estado de Bienestar como el de otros miembros de la Unión Europea. Por lo tanto, los factores que favorecen la expansión de las actividades públicas a medida que se va industrializando una economía han sido más fuertes que los que actúan con la causalidad en sentido contrario.

5. Bibliografía

- 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 Perdakis, N. (1999) Wagner's Law and Public Expenditure in Iraq: a Test Using Disaggregated Data, *Applied Economics Letters*, 6, 39-44.
- 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.
- Chang, T. (2002) An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-correction Modelling Techniques, *Applied Economics*, 34, 1157-69.
- 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.
- Chow, Y. F., Cotsomitis, J. and Kwan, A. (2002) Multivariate Cointegration and Causality Test of Wagner's Hypothesis: Evidence from the UK, *Applied Economics*, 34, 1671-1677.
- Clements, B., Faircloth, C. and Verhoeven, M. (2007) Gasto público en América Latina: tendencias, *Revista de la CEPAL*, 93, 39-62.
- Comín, F. and Díaz Fuentes, D. (2005) 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.

- 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.
- 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.
- Islam, A. M. (2001) Wagner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Test for the USA, *Applied Economics Letters*, 8, 509-515.
- 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.
- Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan, London.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Thornton, J. (1998) The Growth of Public Expenditure in Latin America: A test of Wagner's Law, *Cuadernos de Economía*, 105, 255-263.
- 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.