



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

LEY DE WAGNER PARA AMÉRICA LATINA, EN EL PERIODO 1990-2017

AUTOR

David Sebastian Ortiz Muñoz

AÑO

2019



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

LEY DE WAGNER PARA LOS PAÍSES DE AMÉRICA LATINA EN EL
PERIODO 1990-2017

Trabajo de Titulación presentado en conformidad a los requisitos establecidos
para optar por el título de Economista

Profesor Guía

Andrea Salomé Yáñez Arcos

Autor

David Sebastián Ortiz Muñoz

2020

DECLARACIÓN DEL PROFESOR GUÍA

“Declaro haber dirigido el trabajo, La ley de Wagner para los países de América Latina en el periodo 1990-2017, a través de reuniones periódicas con la estudiante David Sebastián Ortiz Muñoz, en el semestre 2020-10 , orientado sus conocimientos y competencias para un eficiente desarrollo del tema escogido y dando cumplimiento a todas las disposiciones vigentes que regulan los Trabajos de Titulación.”

Andrea Salomé Yáñez Arcos

0502102403

DECLARACIÓN DEL PROFESOR CORRECTOR

“Declaro haber revisado este trabajo, La ley de Wagner para los países de América Latina en el periodo 1990-2017, en el semestre 2020-10, dando cumplimiento a todas las disposiciones vigentes que regulan los Trabajos de Titulación.”

Pamela Cristina Flores Herrera

1718658618

DECLARACIÓN DE AUTORÍA DEL ESTUDIANTE

“Declaro que este trabajo es original, de mi autoría, que se han citado las fuentes correspondientes y que en su ejecución se respetaron las disposiciones legales que protegen los derechos de autor vigentes.”

David Sebastián Ortiz Muñoz
1723426084

AGRADECIMIENTOS

A Dios por todo lo bueno que me ha hecho vivir. A mis padres por ser mi modelo a seguir y mi mayor motivación para nunca rendirme. A mi hermana Erika por su amor incondicional y ser mi mayor apoyo.

Por último, agradezco a Nicole por ser mi compañera de vida, por su paciencia y cariño.

DEDICATORIA

A mis padres por toda la confianza depositada en mí, por darme la oportunidad de ser mejor y por su apoyo constante. A mi hermana por ser mi motivación y a mis abuelos que siempre creyeron en mí.

RESUMEN

La Ley de Wagner plantea una expansión del gasto público dentro de las cuentas nacionales causado durante un proceso de desarrollo económico Wagner (1883). El presente trabajo identifica que el gasto público en 17 países de América Latina se incrementa en mayor proporción en relación con el crecimiento económico, dentro del periodo 1990 – 2017. A partir del estimador para panel de datos dinámico, Pooled Mean Group (PMG) (Pesaran, 1999), se determinó una elasticidad gasto público-crecimiento económico mayor a la unidad, la cual indica la existencia de la Ley de Wagner en la región, además, que identifica que el gasto público tarda un promedio de 4 años en ajustarse a cambios en la economía.

Palabras clave: gasto público, Ley de Wagner, panel de datos dinámico, Pooled mean grupo (PMG).

ABSTRACT

The Wagner Law proposes an expansion of public spending within the affected national accounts during a Wagner economic development process (1883). This paper identifies that public spending in 17 countries in Latin America is increased in greater proportion in relation to economic growth, within the period 1990 - 2017. From the estimator for the dynamic data panel, Middle group grouped (PMG) (Pesaran, 1999), a public spending elasticity-economic growth greater than the unit was determined, which indicates the existence of the Wagner Law in the region, in addition, which identifies that public spending takes an average of 4 years to adjust to changes in the economy.

Keywords: public spending, Wagner's Law, dynamic data panel, Middle grouped group (PMG).

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. CONTEXTO	10
2.1 Crecimiento económico en la América Latina.....	10
2.2 Evolución del gasto público en América Latina.....	12
2.3 Evolución del gasto público y el crecimiento del PIB en América Latina.....	17
3. METODOLOGÍA.....	18
3.1 Pruebas de robustez.....	24
4. RESULTADOS	25
5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	31
REFERENCIAS.....	34
ANEXOS	38

1. INTRODUCCIÓN

El rol y tamaño del Gobierno de una nación han sido analizados desde diferentes perspectivas dentro de la literatura económica (Abdalra, 2006). Esta discusión que ha generado cuantiosas disputas entre economistas durante siglos ha dado como resultado diferentes puntos de vista sobre los determinantes del tamaño y la actividad del Estado, como por ejemplo; el tamaño del país (Alesina & Wacziarg, 1998), apertura comercial del país (Rodrik D. , 1998), desarrollo económico de una nación (Easterly & Rebelo, 1993), por citar algunos de los principales determinantes (Lamartinaa & Zaghini , 2007). La investigación realizada por Shelton, (2007) resume los principales determinantes del tamaño de un Estado en su estudio sobre la composición del gasto público. Sin embargo, una de las posturas más aceptadas sobre esta problemática (Díaz Fuentes & Revuelta López, 2009), es la teoría formulada por la escuela Keynesiana, la cual explica una intervención activa del Estado esencial para el funcionamiento de la economía, esto es explicado según Keynes (1929) quien defendía que las economías no se estabilizan muy rápidamente por lo que es necesaria una intervención activa que incremente la demanda dentro de las naciones. En resumen, el pensamiento económico keynesiano ve al gasto público como un factor exógeno que puede utilizarse como herramienta de política para modificar el crecimiento de la economía (García J. , 1998). Por otro lado, Wagner (1876), considera que el gasto público es un factor endógeno, que no causa crecimiento en el ingreso de las naciones. Dicha hipótesis se formuló en el siglo XIX, la cual fue conocida como “Ley del aumento del gasto público” Wagner (1876), Ante esto se interesó en explicar una mayor participación del Estado en la economía, la cual se verá reflejada en las cuentas nacionales de gasto público. Wagner considera que existirá una mayor actividad del Estado ocasionada por un desarrollo económico dentro de una nación (Tim, 1961; Bird,1971; , citados en Peacock & Scott, 2000). Dicho autor además utiliza el fenómeno del crecimiento económico para poder explicar su relación con el aumento del gasto público. Así, el crecimiento económico se explica por dos razones (1) un desarrollo industrial y (2) un crecimiento poblacional; razones que impulsarán presiones por parte de

la sociedad tanto para la intervención como para el incremento del gasto público. Finalmente, con el fin de justificar su Ley, Wagner expone dos causales sobre el incremento de la actividad de Estado, que inevitablemente acarrearían mayor gasto público (Tim, 1961; Bird, 1971; , citados en Peacock & Scott, 2000).

En primer lugar, existirá un mayor gasto en el marco institucional encargado de las funciones administrativas y protectoras del Estado, debido a la necesidad de regulación económica, producto del aumento de la densidad poblacional y del número de industrias dentro de la economía. Además, que este aumento de industrialización daría lugar a conductas monopólicas, al cual el Estado deberá incrementar su naturaleza regulatoria para controlar las fallas de mercado (Tim , 1961).

En segundo lugar, Wagner expuso que, con el crecimiento económico aumentaría la demanda de bienes y servicios públicos dentro de la sociedad, especialmente en el sector de salud, educación y de recreación. Según Bird (1971, citado en Peacock & Scott, 2000), explica que este causal del incremento del gasto público según Wagner, es debido a que los bienes públicos son bienes superiores¹.

A través de las distintas definiciones expresadas por Wagner sobre su hipótesis, se han propuesto diferentes maneras para comprobar empíricamente dicha ley. Peacock & Scott (2000), sintetizan cinco principales formas funcionales para dicha comprobación, por medio de una síntesis de trabajos que se han realizado para distintos países, a través del análisis de las variables por medio de series de tiempo. Por ejemplo, se comparan distintas formas funcionales sobre la ley, para Mann (1980) la hipótesis de Wagner es analizar el gasto público como porcentaje del PIB frente al PIB, mientras que para Gupta (1967) la ley de Wagner tiene significado si se analiza el gasto público y el PIB en términos per

¹ Bienes superiores son aquellos que incrementan su consumo al aumentarse la renta de los individuos.

cápita. Estas formas funcionales servirán de cimiento para la modelización del presente trabajo de investigación.

Dentro de trabajos empíricos más recientes: Lamartinaa & Zaghini (2007), Magazzino, Giolli, & Mele, (2015) y Akitoby, (2006), utilizan una técnica relativamente nueva llamada Pooled Mean Group (PMG), la cual permite a través de la construcción de un panel de datos para cierto periodo de tiempo y para N países la observación de cómo están cointegradas las variables de la ley, además de verificar la existencia de una elasticidad positiva y mayor a la unidad entre dichas variables. Esta técnica permite extraer información individual de cada país mientras se mantiene una especificación común en la relación de las variables en el largo plazo. La técnica Pooled Mean Group (PMG), admite que las intersecciones, los coeficientes y las variaciones del error varíen libremente entre los países de la muestra, mientras que restringe una relación común a largo plazo entre todos los países. De este modo, Pesaran (1999) explica que es posible obtener la mayor exactitud de la estimación para el conjunto de datos utilizados.

El presente trabajo de investigación tiene el fin de comprobar la Ley de Wagner para 17 países de América Latina, en el periodo 1990-2017. Por medio de estimadores para panel de datos dinámicos, llamados Pooled Mean Group (PMG) y Mean Group (MG)², metodología la cual permitirá el cálculo de una elasticidad a lo largo del periodo estudiado, entre las variables de gasto público y crecimiento económico, además que permite observar el comportamiento en el corto plazo.

Para cumplir con el objetivo de investigación, el trabajo se divide en cinco apartados. En el primero, se realiza una revisión teórica acerca de la Ley de Wagner, así como las primeras comprobaciones empíricas. Segundo, se expone el comportamiento del gasto público y del crecimiento económico a lo largo del periodo de estudio, por medio de la información de las bases de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Tercero, se especifica la metodología del modelo econométrico implementado, al explicar

² Estimadores desarrollados por (Pesaran, 1999)

con más detalle la construcción del panel de datos dinámico, y el funcionamiento de los estimadores para dichos paneles. Cuarto, se detalla los principales hallazgos y se revela la existencia de la Ley de Wagner para la región. Para finalizar, se exponen las conclusiones y recomendaciones.

MARCO TEÓRICO

Dentro de la ciencia económica, el análisis del rol que debe desempeñar el Estado en una economía es una de las preguntas más importantes según Hillman (2009). Es así como se ha existido un debate teórico sobre el tamaño del Estado a lo largo de la historia. Una de las hipótesis más renombradas sobre la dimensión Estatal es la postura Keynesiana (1929), la cual afirma que el gasto público es una variable exógena que puede incidir en el crecimiento, debido a que la política fiscal es una herramienta para impulsar el crecimiento económico (Fuentes & Revuelta, 2011).

Por el contrario, distintos estudios a lo largo de la historia han tratado de demostrar que el tamaño del Estado dentro de la economía es un factor endógeno y responden a distintos determinantes. Por ejemplo, Alesina y Romain (1998) demuestran que el tamaño del país está inversamente relacionado con el tamaño del Gobierno, lo afirmado se explica ya que los países grandes pueden mantener un Gobierno pequeño y mantener una baja recolección de impuestos, mientras que dentro de los países más pequeños existe una mayor participación del gasto público en el PIB. Rodrik (1996), en su estudio sobre el tamaño del Estado afirma que, la apertura comercial de un país es un factor determinante del volumen del Estado, debido a que los países más abiertos al comercio exterior se encuentran más expuestos a shocks externos y por lo tanto necesitan un Estado más amplio para que juegue un papel estabilizador para la economía. Para Shelton (2007), estos son algunos de los determinantes del tamaño del Estado que aglomera en su estudio sobre los determinantes del gasto público para países democráticos alrededor del mundo en un periodo . Sin embargo, uno de los primeros trabajos sobre el volumen del Estado es el

realizado por Wagner a través de su ley del aumento del gasto público a finales del siglo XIX, el cual determina al gasto público como un componente endógeno impulsado por el crecimiento económico, en otras palabras, Wagner explica que el gasto público está en función del crecimiento económico de una nación.

En consecuencia, dentro de este apartado, se revisa la ley de Wagner, que como se mencionó es una de las primeras teorías sobre el crecimiento y el tamaño del Estado dentro de la economía. En primera instancia, se examina la teoría sobre la cual se fundamenta la hipótesis de Wagner. Finalmente, se exponen la evidencia empírica del siglo XX, así como las más recientes.

Wagner publica a finales del siglo XIX su hipótesis denominada: “Ley del aumento del gasto público”, (Wagner, 1876); donde, establece una relación directa entre el crecimiento económico y el incremento del gasto público. Dicho autor analizó los datos del sector público de algunos países europeos, Japón y Estados Unidos (Hindriks, 2006). Su análisis lo llevó a la conclusión de que el tamaño del sector público como proporción de PIB había aumentado en a través del tiempo. A partir de dicho fenómeno el autor se interesó por encontrar las razones económicas que determinaban el mismo.

Para Wagner, el crecimiento económico se explica por incrementos en la densidad poblacional y en el sector de la industria en una nación, los cuales aumentarían la producción final de bienes y servicios. (Tim, 1961; Bird, 1971, citados en Peacock & Scott, 2000). En segunda instancia, este crecimiento económico produciría un incremento en la actividad del Estado, el cual se traduce en mayor gasto público. Con el fin de justificar su ley, Wagner estipula dos pilares sobre el cual se incrementaría el gasto público por medio del crecimiento de la economía.

El primer pilar está relacionado con un aumento en el gasto público relacionado con el establecimiento de normas y leyes consistentes con el aumento de la población y del número de industrias dentro de una nación. Por ejemplo, este último, puede dar lugar a conductas monopólicas, las cuales deberán ser regularizadas por el Estado, Bird (1971, citado en Peacock & Scott, 2000).

El segundo pilar, está relacionado con el aumento de la demanda de bienes y servicios públicos dentro de la sociedad producidos por el incremento económico percibido por la sociedad. En donde, según Wagner un Estado deberá dirigir sus gastos especialmente al sector de salud, educación y de recreación. Según Bird (1971, citado en Peacock & Scott, 2000), explica que este causal del incremento del gasto público según Wagner, es debido a que los bienes públicos son bienes superiores³, es decir, que ante un incremento percibido por la población existirá un mayor consumo de los bienes y servicios públicos.

A través de los fundamentos teóricos revisados, Wagner (1876) formula su hipótesis en un periodo de cincuenta años, a través de diversos escritos acerca de hacienda pública. Si bien existen varias definiciones sobre la ley, el estudio de Tim (1961) distingue una en específico, que da lugar a la interpretación sobre el incremento del gasto público de Wagner, donde el autor expresa que: “Existe una expansión absoluta y relativa del sector público, a costa del crecimiento económico” Wagner, (1874). a través de la explicación de Tim (1961), hace referencia a dos tipos de crecimiento del gasto público; el primero, refiere a una expansión inevitable y absoluta del Estado dado el crecimiento económico. Mientras, que la expansión relativa, explica que el incremento del gasto público debe ser en comparación con el crecimiento de la economía.

Con sustento en las diferentes definiciones de la hipótesis de Wagner, Bird (1971, citado en Peacock & Scott, 2000) postula una noción general esta, donde expresa que; “*El gasto público se incrementará en mayor proporción en relación con la renta de una economía*”. Por lo tanto, se puede deducir, que la relación que plantea Wagner es una elasticidad del gasto público con respecto al crecimiento económico.

La teoría relacionad con la ley de Wagner ha motivado a varios autores a interpretar de distintas formas la hipótesis de dicho pensador y demostrarla de forma empírica. Sin embargo, el estudio de Peacock & Scott (2000) identifica cinco principales interpretaciones. En la Tabla 1 se puede observar las

³ Bienes superiores son aquellos que incrementan su consumo al aumentarse la renta de los individuos.

diferencias entre las distintas relaciones que han surgido de la interpretación de la Ley de Wagner, dentro de esta tabla se puede observar la ecuación con su respectiva sustentación acerca de la ley por parte de los autores principales.

Tabla 1. Interpretaciones de la ley de Wagner.

Autores	Forma funcional	Explicación
Peacock and Wiseman (1961)	$GP = f(PIB)$	El crecimiento del Gasto del público se relaciona de forma directa con los incrementos experimentados por la demanda de servicios públicos, que dependen a su vez del desarrollo poblacional.
Goffman, (1971)	$GP=f(PIBpc)$	Los incrementos de renta experimentados por la población producirán un aumento absoluto de las actividades del Estado.
Mann, (1980)	$GP/PIB=f(PIB)$	A través de la ampliación del estudio de Peacock y Wiseman (1961), establece que la ley será comprobable, si la participación del gasto público en la producción se incrementa a lo largo del tiempo con respecto a la economía.

Musgrave, (1969)	$GP/PIB=f(PIBpc)$	Por medio de curvas de Engel ⁴ , esta interpretación permite observar la variación de la cantidad demandada de los bienes públicos cuando cambia la renta.
Gupta, (1967)	$GPpc=f(PIBpc)$	Se explica por medio de los efectos que produce la población en el gasto público, esto sustentado en la teoría de Wagner.

Nomenclatura: GP =Gasto Público; PIB =Producto interno bruto; $PIBpc$ =Producto interno bruto per cápita; $GPpc$ =Gasto público per cápita.

Adaptado de: (Peacock & Scott, 2000)

A través las interpretaciones revisadas se han realizado estudios empíricos más actuales, aplicados a distintas regiones de la economía global, por ejemplo; Akitoby (2006) para Asia, Europa central, América Latina y África, Arpaia & Turrini, (2008) para la Unión Europea; Lamartinaa & Zaghinib (2008) para países de la OCDE. La metodología usada dentro de estos estudios utiliza en todos los casos un panel de datos. En la mayoría de los estudios se calcula la elasticidad del gasto público con respecto al crecimiento económico; si se tiene que dicha elasticidad es mayor a la uno, existe evidencia sobre el cumplimiento de la ley de Wagner. Además, los estudios empíricos mencionados encuentran un coeficiente de ajuste, el cual se puede interpretar como la tasa a la cual el Gasto Público se ajusta al crecimiento económico. Dentro de la Tabla 2, se puede observar los resultados obtenidos por los estudios.

⁴ Curvas de Engel muestra como varía la demanda de un bien ante un cambio en la renta.

Tabla 2. Resultados estudios empíricos.

	Elasticidad	Coefficiente de ajuste	Periodo
Asia	1.04	-0.37	1970-2002
Europa Central	1.57	-0.45	
América Latina	1.16	-0.44	
África	0.47	-0.6	
Unión Europea	0.93	-0.35	1970-2003
OCDE	1.03	-0.21	1970-2006

Ante los resultados expuestos en la Tabla 2, Akitoby, (2006) para la región de Asia, Europa central, América Latina y para países de la OCDE demostró el cumplimiento de la Ley de Wagner, de la misma manera Lamartinaa y Zaghinib (2008) para países de la OCDE hallan existencia de la ley. Lo anterior se puede afirmar dado el valor de la elasticidad del gasto público por cambios en el PIB mayor a uno. Esto indica, como proponía Wagner que el gasto público ha crecido en mayor proporción a la economía dentro de estas regiones. Estos resultados, no se demuestran en los estudios analizados para las regiones de África por parte de Akitoby (2006) y al igual Arpaia y Turrini, (2008) hallaron una elasticidad menor a la unidad para la Unión Europea.

Con respecto al coeficiente de ajuste⁵, el estudio de Akitoby (2006) para las regiones de Asia encontró que el ajuste del gasto público a las variaciones económicas tarda de 2 a 3 años, para Europa central su tiempo de ajuste es de 1 a 2 años, mientras que para América latina y la Unión Europea su tiempo de ajuste entre las dos variables es de 2 a 3 años. Por otro lado, para el estudio de Lamartinaa y Zaghinib (2008) sobre la ley de Wagner para los países miembros de la OCDE, se encuentra un ajuste de 4 a 5 años entre las variables.

⁵ Periodo el cual el gasto público se ajusta a los cambios en la economía. Este coeficiente será ampliado dentro de la sección Metodológica.

A demás, las investigaciones estipulan que un aumento en la demanda de servicios sociales causa un mayor gasto público. Para Lamartinaa & Zaghinib (2008) los países desarrollados poseen una alta población envejecida, lo que causara que un Estado incurra más en gastos de seguridad social hacia este sector de la población, mientras que para Akitoby (2006) y Fuentes & Revuelta (2011) los países en vías de desarrollo utilizan el gasto público como una fuente de ayuda hacia la población más necesitada. Finalmente, estos estudios concuerdan que existe un margen de leyes, constituciones y entidades que limitan el aumento del gasto público independiente de las variaciones de crecimiento económico dentro de las naciones.

2. CONTEXTO

Una vez revisada la teoría base sobre la cual se fundamenta la Ley de Wagner, se procede a observar la evolución de las variables que componen la relación expuesta por dicho autor. Por lo tanto, se examina la evolución del crecimiento económico y el gasto público para 17 países de América Latina⁶, en el periodo (1999-2017). Con la particularidad, de que se lo realizará a través de tres secciones de tiempo: una primera década de (1990-1999), seguido por el periodo (2000-2010) y por último (2011-2017).

2.1 Crecimiento económico en la América Latina

Para América Latina, la última década del siglo XX, estuvo caracterizada por elevadas tasas de crecimiento económico, además de una vulnerabilidad de la región ante los cambios que sufre la economía mundial, (CEPAL, 1994). Dentro de la Figura 1 se puede observar las variaciones en el periodo investigado. Es así, que el promedio de crecimiento de la economía para la región dentro del

⁶ Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay.

Se excluye al Caribe, Venezuela y Haití por escasos de datos. Mientras que, a Brasil por ser un dato atípico dentro de la parte metodológica, causado por una rigidez en su gasto público.

periodo (1990-1999) es del 4,14%, en donde se explica que; dentro del primer año, a un incremento en la inversión extranjera directa (IED) se le atribuye el alza en las economías del 5.57%, debido a la mayor confianza depositada en la región por las regulaciones pactadas en el consenso de Washington, (CEPAL, 1996). Sin embargo, en el periodo 1992-1996 el crecimiento económico decreció de 4.74% a un 3.97%, en donde, se reflejó la fragilidad de la región debido al contagio de las crisis en las economías⁷ mexicana, brasileña y argentina al resto del continente latinoamericano. Se cierra esta década con un crecimiento del 0.99%; esta fuerte desaceleración de la economía regional fue originado por la caída en la demanda de las exportaciones, producida por la crisis asiática, además del comienzo de las crisis internas en países de la región como Ecuador, El Salvador y Argentina.

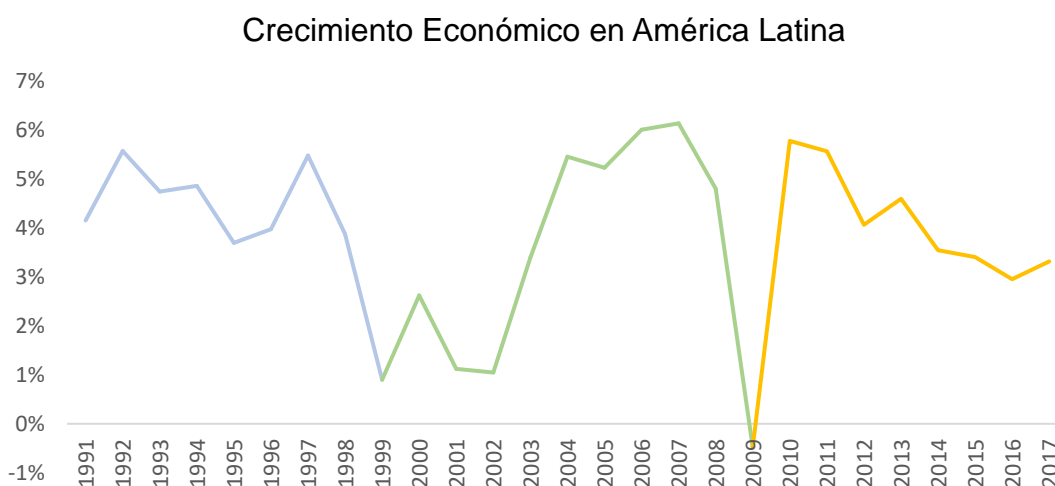


Figura 1. Crecimiento económico en América Latina, periodo (1990-2017)

Adaptado de: CEPAL

Posteriormente, la primera década del siglo XXI, se caracteriza por ser un periodo de elevados precios de los commodities, especialmente del petróleo⁸ (CEPAL, 2009). Por este motivo las economías se incrementaron en mayor

⁷ Crisis económicas causadas por las excesivas devaluaciones monetarias en México, Brasil y Argentina. (CEPAL, 1996)

⁸ Incremento del precio del petróleo promedio anual del 25%.

medida en el periodo 2002-2007, en donde el crecimiento regional fue mayor al 5%. No obstante, la caída abrupta (Figura 1) del año 2009 está relacionada con un desplome del precio del crudo, además de la crisis economía mundial; si bien es cierto que esta crisis no repercutió con gran intensidad, este decrecimiento grupal es provocado por el contagio de economías centroamericanas (CEPAL, 2010).

La década concluye con un repunte del crecimiento económico del 5.78% para el año 2010, medido por una nueva alza en el precio tanto del petróleo como de otros commodities (CEPAL, 2010). Países como Ecuador, Colombia y Chile registraron un crecimiento mayor al promedio⁹ de la región, estimulados por el alza del precio del petróleo. Por el contrario; Guatemala, El Salvador y Argentina estuvieron bajo el promedio de la región, ocasionado por crisis económicas internas.

De acuerdo con CEPAL (2017), el periodo 2011-2017 presenta un crecimiento desacelerado, debido al descenso de los precios de los commodities, principalmente del petróleo. Sumado a esto, la existencia de una contracción de la demanda interna de las naciones resultó en una caída de la economía regional del 5.57% en 2011 al 3.31% para el cierre del año 2017 (CEPAL, 2017). Al analizar, el comportamiento de los integrantes de la región, los países de Bolivia, Paraguay y Nicaragua promediaron un crecimiento mayor, respecto al anterior periodo y se situaron sobre la media de la región¹⁰, provocado por la mejora en las economías de la región dentro de esta etapa. Sin embargo, países como Ecuador, Colombia y Chile se ubicaron debajo del crecimiento de promedio de la región, causado por el decrecimiento del precio de sus principales commodities. (CEPAL, 2018)

2.2 Evolución del gasto público en América Latina

⁹ Crecimiento económico promedio en el periodo (2000-2010) de 3.74%

¹⁰ Crecimiento económico promedio en el periodo 2000-2010 de 3.92%

Por otro lado, el comportamiento del gasto público dentro de la primera década (1990-1999), está distinguido por una retracción en la participación del Estado dentro de la Economía evidenciado en la Figura 2, debido a las políticas liberales hacia el mercado, motivado por el consenso de Washington. Con excepción según CEPAL (2004) en el periodo (1995 – 1997) en donde, una ampliación del gasto social representó los aumentos de crecimiento de gasto público, de acuerdo con el estudio del gasto gubernamental.

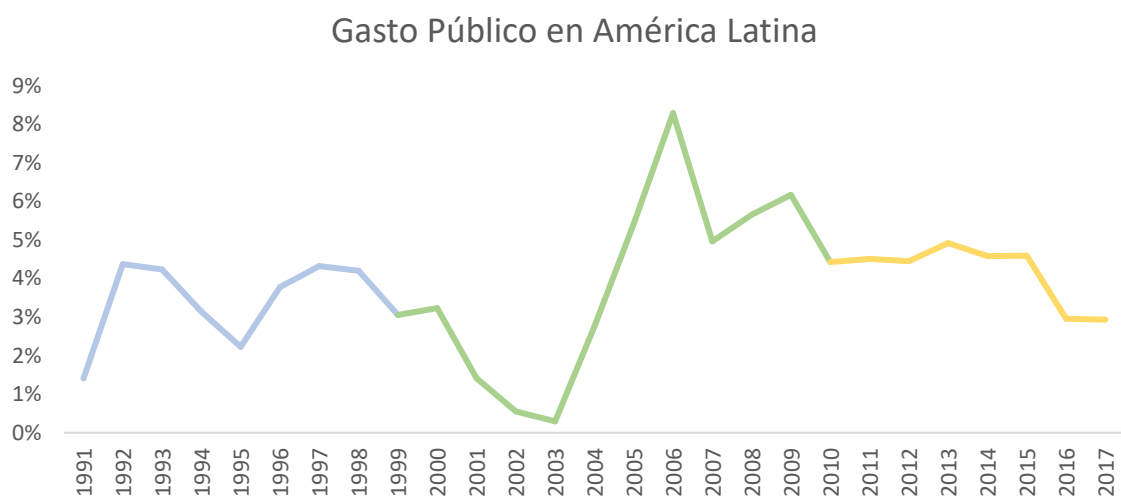


Figura 2. Evolución del gasto público en América Latina, periodo (1990-2017).

Adaptado de: CEPAL

Como se evidencia en la Figura 2, en la primera década del presente siglo el crecimiento promedio es de 3.92%, en donde se distingue que, las fluctuaciones del gasto público varían de acuerdo con el precio de los commodities. De acuerdo con la CEPAL, el ingreso de los Estados de la región es dependiente del precio de estos bienes. Por lo tanto, un incremento del precio de estos dará paso a un mayor gasto público, (CEPAL, 2010).

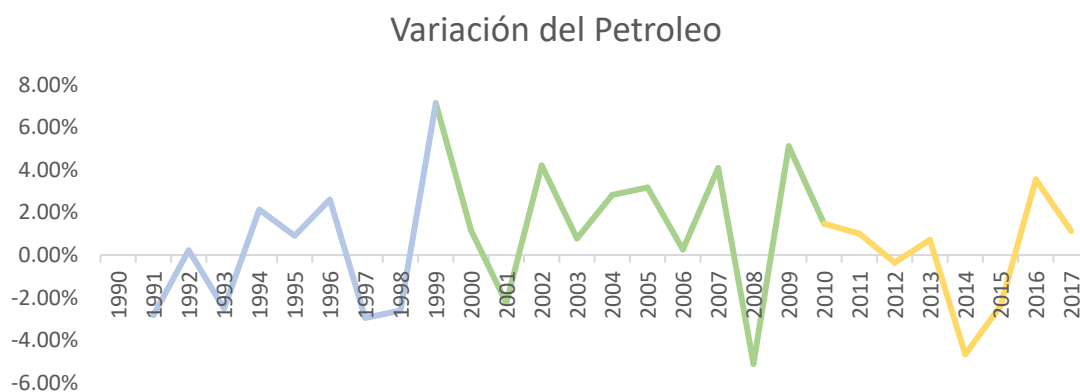


Figura 3. Variación del precio del Petróleo.

Fuente: Elaboración propia en base a BP Statistical Review of World Energy

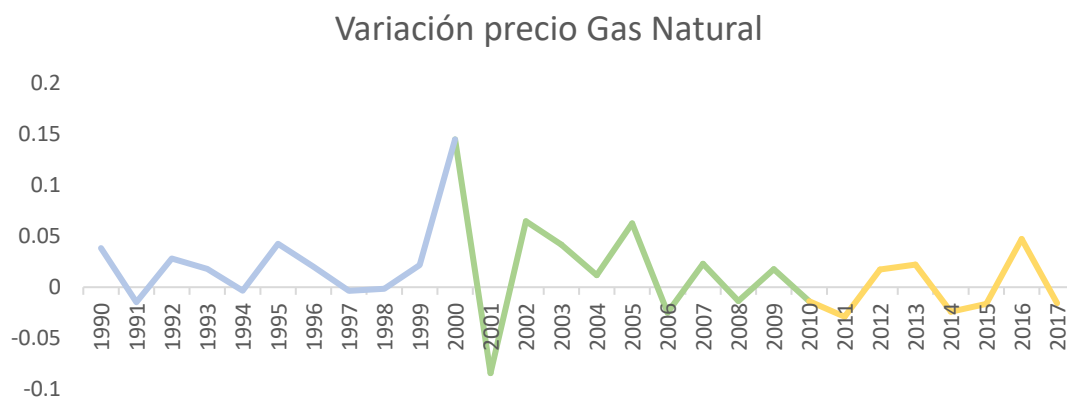


Figura 4. Variación del precio de Gas Natural

Fuente: Elaboración propia en base a BP Statistical Review of World Energy

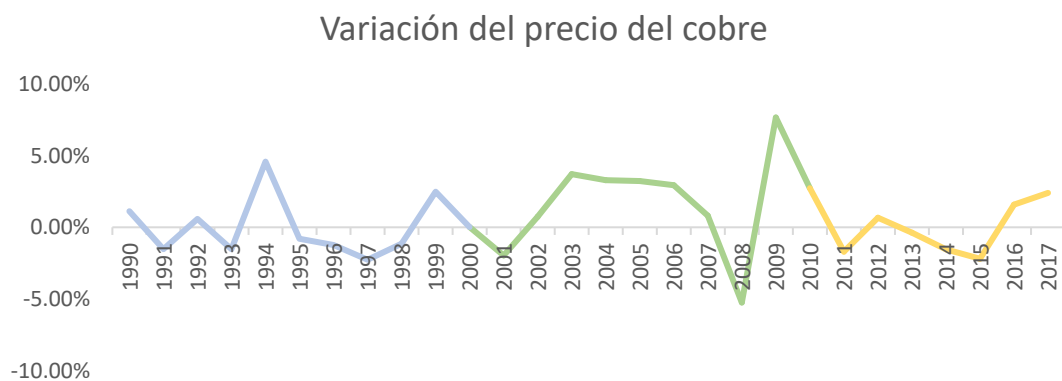


Figura 5. Variación del precio del Cobre

Fuente: Elaboración propia en base a BP Statistical Review of World Energy

Según los datos, el periodo 2011-2017, se denota un crecimiento desacelerado, causado esencialmente por una baja en los precios de los commodities, como se puede observar dentro de la Figura 3, Figura 4 y Figura 5; además, de una reducción en el tamaño del Estado en los países de la región, debido a Gobiernos con altos gastos corriente dentro del periodo anterior¹¹ (CEPAL, 2017).

Al examinar la Figura 2, los países de la región muestran una tendencia creciente de la participación del gasto público en la economía, a lo cual, en promedio para el primer periodo es del 21%, seguido por un 24% en el ciclo (2000-2010) y finalmente un 26% para el periodo (2011-2017). Al analizar el comportamiento, destacan los países de Argentina, Bolivia, y Ecuador, en donde, su porcentaje de participación es cercano al 40%, mientras que para los demás países no supera el 25%. Sin embargo, esta conducta es contraria en los países de: Paraguay, Colombia, Panamá y Guatemala en el cual ha sido inestable de un periodo al otro.

El comportamiento de las economías se puede subdividir en países dependientes y no dependientes de los precios de los commodities¹² (CEPAL, 2013), representados en la Figura 4. Lo afirmado se explica, a través de una mayor participación del gasto público en la economía dentro de los tres periodos, en donde el promedio fue de: 24%, 28% y 32% respectivamente, además de una participación que alcanza el 40% del producto interno bruto (PIB).

¹¹ Periodo 2000-2010

¹² Commodities por países:

Petróleo: Ecuador, Colombia, Perú y Bolivia.

Soja: Argentina y Uruguay

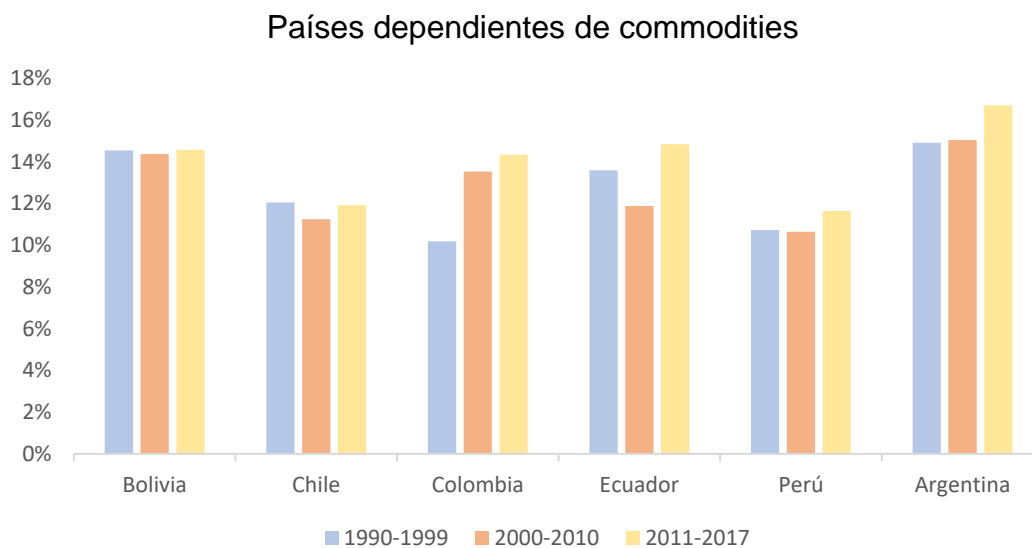


Figura 4. Participación del gasto público como porcentaje del PIB, para países dependientes de commodities.

Adaptado de: CEPAL

Por el contrario, el restante de países de la región se lo presenta en la Figura 5. A través de una observación al comportamiento de estas naciones, se refleja una menor participación en la economía del gasto gubernamental no superior al 30%; adicionalmente, se aprecia una menor participación promedio del gasto público entre periodos, de 18% dentro del primer a 22% en el periodo (2011-2017).

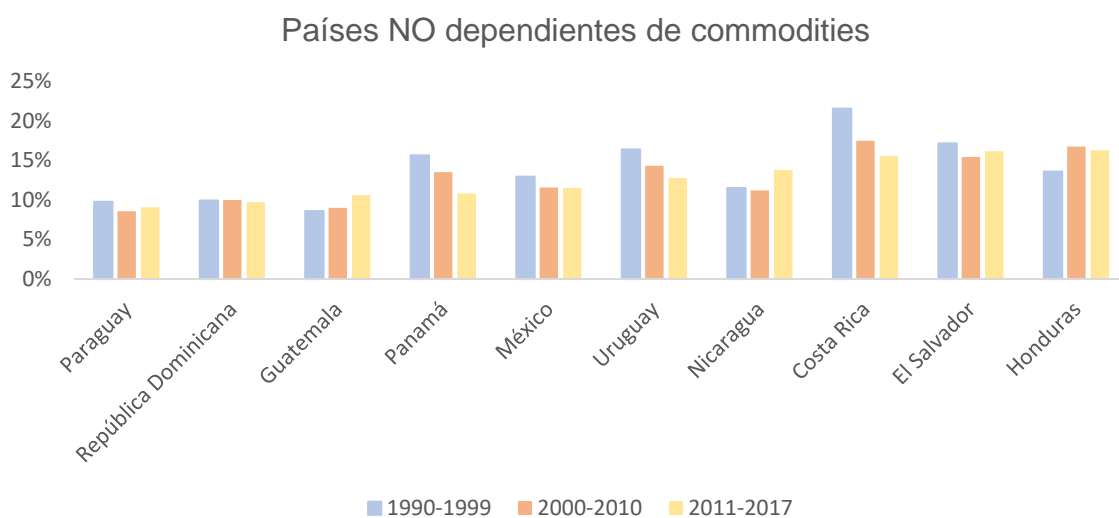


Figura 5. Participación del gasto público como porcentaje del PIB, para países NO dependientes de commodities.

Adaptado de: CEPAL

2.3 Evolución del gasto público y el crecimiento del PIB en América Latina

La evolución del gasto público y el crecimiento económico, a lo largo del periodo examinado refleja un comportamiento similar entre estas dos variables macroeconómicas. Es así, que el gasto público mantiene una conducta procíclica estable a través del tiempo, con la única excepción del año 2009; periodo en el cual la región utilizó a esta variable como herramienta para afrontar la crisis financiera mundial, etapa en donde el impacto de este desequilibrio internacional no tuvo la magnitud en comparación a otras economías.

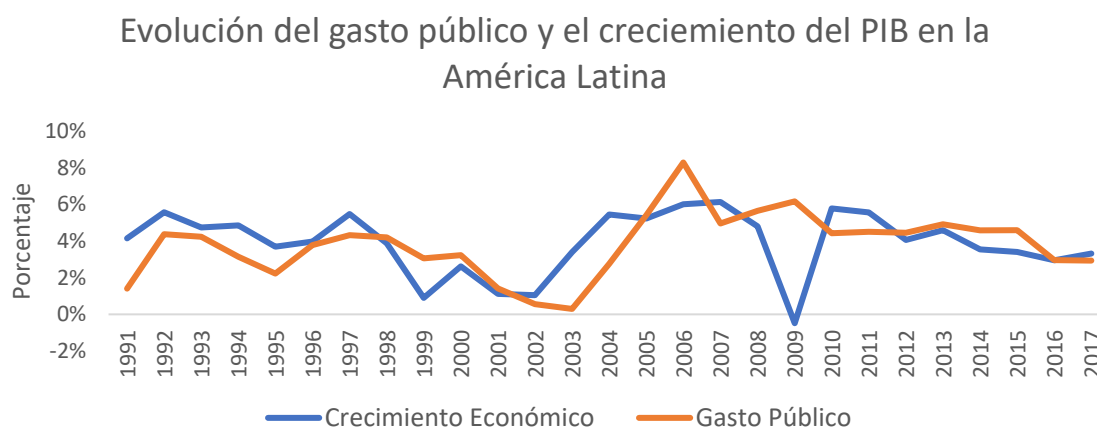


Figura 6. Evolución del gasto público y el crecimiento del PIB en América Latina.

Adaptado de: CEPAL.

En conclusión, se puede observar un crecimiento tanto del gasto público como de las economías de la región dentro del periodo analizado. Esta afirmación, da lugar al apartado metodológico, el cual propone encontrar una relación entre el crecimiento económico y el tamaño del Estado para Latinoamérica, además,

como un ejercicio adicional se analizará el gasto público y el crecimiento económico en países dependientes y no dependientes del precio de commodities, debido a la evidencia observada de un comportamiento diferente de las variables dentro de estos dos grupos de países latinoamericanos.

3. METODOLOGÍA

En el presente apartado detalla la metodología utilizada para evidenciar la hipótesis planteada sobre el cumplimiento de la Ley de Wagner. Se emplea una estimación para panel de datos dinámico, debido a la ventaja que esta técnica ofrece al estudio de variables macroeconómicas a través del tiempo (Pesaran, 1999).

Para verificar el cumplimiento de dicha ley, se analiza a las variables de gasto público y crecimiento económico, dentro del periodo 1990 a 2017, las cuales se encuentran expresadas a precios corrientes. Estos, fueron recolectados de las bases de datos de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), para 17 países de la región.

Es importante retomar la definición de la Ley de Wagner para la especificación del modelo econométrico. De tal manera, Wagner propone que; durante un proceso de crecimiento económico dentro de un país, existirá una mayor intervención por parte del Estado, Wagner, (1883). Cabe recalcar que una mayor intervención estatal estará relacionada con un aumento del gasto público. Las interpretaciones para el modelo econométrico han sido obtenidas con base al trabajo de Peacock & Scott, (2000): "The Curious Attraction of Wagner's Law" de donde se tienen las siguientes ecuaciones.

$$(1) \text{ Gasto Público} = f(\text{PIB})$$

$$(2) \text{ Gasto}(\% \text{pib}) = f(\text{PIB})$$

$$(3) \text{ Gasto}(\% \text{pib}) = f(\text{PIBpc})$$

$$(4) \text{ Gasto Público} = f(\text{PIBpc})$$

$$(5) \text{ Gastopc} = f(\text{PIBpc})$$

En donde se interpreta que; el gasto público está en función del Producto Interno Bruto (PIB) (1), el gasto público en porcentaje del PIB está en función del PIB (2); el gasto público en porcentaje del PIB está en función del PIB per cápita (3); el gasto público está en función del PIB per cápita (4) y finalmente el gasto público per cápita está en función del PIB per cápita (5).

Para evaluar la existencia de la ley de Wagner, se utilizarán estimadores específicos para panel de datos dinámico. Esta técnica desarrollada por Pesaran, (1999), nombrada Pooled Mean Group (PMG) permite una especificación a largo plazo común para los países, y a su vez admite que los interceptos, los coeficientes de corto plazo y las variaciones del error se diferencien entre cada sección transversal del panel. Además, utiliza el estimador de medias agrupadas (MG)¹³ para la comprobación de la existencia de esta ley, dichos estimadores permiten el cálculo de una relación a largo plazo entre variables a través del promedio de los coeficientes obtenidos para los países estudiados.

Las características del estimador PMG son congruentes con la finalidad del trabajo de investigación, debido a dos puntos particulares: (1) permite observar la relación a largo plazo entre el gasto público y el crecimiento económico para los países de la muestra; y (2) el cálculo de la elasticidad entre del gasto público con creación al crecimiento económico. Donde una elasticidad mayor a uno comprueba el cumplimiento de la Ley de Wagner para América Latina.

Para explotar la estimación PMG, se debe comprobar dos condiciones iniciales; evidenciar que las variables contienen un orden de integración I y comprobar la existencia de una relación a largo plazo o equilibrio (cointegración) entre las variables para cada modelo.

Para la estimación previa del modelo econométrico, es necesario efectuar pruebas de raíz unitaria conjunta con el objetivo de evidenciar la posible

¹³ El estimador Mean Group (MG) no explota los beneficios de similitud entre países que existe en la región.

existencia de variables estacionarias o no estacionarias, para ello se emplea las siguientes pruebas de raíz unitaria a las variables nominales y reales, Levin-Lin-Chu (2002), Breitung (2000), Im-Pesaran-Shin (2003) y finalmente Tipo Fisher (2001), dando la siguiente ilustración:

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria (Variables Nominales)

Test	Gasto Público		Gasto público Per Cápita		Gasto Publico (% PIB)		PIB		PIB per Cápita	
	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ
Levin-Lin-Chu	0.104	0.000	0.108	0.000	0.009	0.000	0.012	0.000	0.013	0.000
Breitung	0.947	0.000	0.943	0.000	0.452	0.000	0.849	0.000	0.852	0.000
Im-Pesaran-Shin	0.260	0.000	0.234	0.000	0.000	0.000	0.169	0.000	0.163	0.000
Fisher	0.993	0.000	0.989	0.000	0.236	0.000	0.989	0.000	0.988	0.000
	I(1)		I(1)		I(1)		I(1)		I(1)	

Tabla 4. Pruebas de raíz unitaria (Variables Reales)

Test	Gasto Público		Gasto público Per Cápita		Gasto Publico (% PIB)		PIB		PIB per Cápita	
	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ	Nivel	Δ
Levin-Lin-Chu	0.051	0.003	0.049	0.002	0.002	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000
Breitung	0.991	0.000	0.998	0.000	0.944	0.000	0.952	0.000	0.969	0.000
Im-Pesaran-Shin	0.220	0.000	0.311	0.000	0.006	0.000	0.147	0.000	0.148	0.000
Fisher	0.964	0.000	0.986	0.000	0.506	0.000	0.929	0.000	0.948	0.000
	I(1)		I(1)		I(1)		I(1)		I(1)	

Nota: Dentro de las tablas 1 y 2, los valores representan los p-valor de los resultados de cada prueba de raíz unitaria, además Δ denota como la primera diferencia de las variables.

Ante los valores obtenidos en las tablas 1 y 2 se puede fácilmente observar que contienen un orden de integración tipo uno **I(1)**, debido a la hipótesis nula (**H₀**) de cada prueba en donde indican la presencia de raíz unitaria, en contraparte con la hipótesis alternativa (**H₁**) de existencia de estacionariedad

Debido a la naturaleza de las variables **I(1)**, es posible que se infiera en falsas relaciones de causalidad o correlación espuria dentro de la regresión a

realizarse. Ante esto, un análisis de cointegración entre las variables de cada modelo conducirá a una regresión en donde los estadísticos comunes vuelven a ser aplicables para variables **I (1)**. Debido a que, la cointegración hace referencia a una trayectoria conjunta a largo plazo de las variables, que no incurre en causalidad. A continuación, se presenta el resultado para las variables de los modelos:

Tabla 5. Cointegración (Variables Nominales)

	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5
Pedroni Test					
ADF-Panel	0.004	0.004	0.004	0.050	0.004
ADF-Grupo	0.005	0.005	0.005	0.032	0.004
Kao Test					
Kao - ADF	0.036	0.037	0.038	0.029	0.030

Tabla 6. Cointegración (Variables Reales)

Reales	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5
Pedroni Test					
ADF-Panel	0.3095	0.3095	0.3706	0.0546	0.3706
ADF-Grupo	0.2757	0.3934	0.4266	0.1444	0.3359
Kao Test					
Kao - ADF	0.0913	0.114	0.1303	0.4476	0.099

Las pruebas de cointegración de Pedroni y Kao contienen una hipótesis nula (**H₀**) similar de “No existencia de cointegración” y una hipótesis alternativa de existencia de cointegración. Estas pruebas basan su análisis en el estudio de cointegración presentados por Engle y Granger (1987), en donde el grado de integración de los residuos de una regresión lineal entre las variables, deberá ser estacionario Integrado de orden cero, para la existencia la cointegración. Por lo tanto, ante los resultados expuestos en las tablas 3 y 4, no resulta posible rechazar la hipótesis nula de No existencia de cointegración para las variables

reales; por lo que impide trabajar con este tipo de variables debido a la no existencia de una relación a largo plazo econométrica dentro de los modelos en cuestión de estudio (ver Anexo 1). Este resultado es congruente con los trabajos realizados por Thornton (1998) y Díaz-Fuentes & Revuelta (2008) para América latina, Lamartinaa & Zaghinib (2008) para países miembros de la OCDE, Jaén-García (2011) para el caso español, Magazzino, Giolli, & Mele (2015) para países de la Unión Europea, en donde se utiliza a las variables únicamente a precios corrientes, esto se explica de manera conjunta en los trabajos antes mencionados a la imposibilidad de comprobar la ley si se utiliza las variables a precios constantes dado que no existe cointegración entre gasto público y crecimiento económico.

Por otro lado, para las variables nominales, existe presencia de cointegración, es decir, se refleja la existencia de una relación a largo plazo entre las variables de cada modelo. Peacock y Scott (2000) destacan que; “La relación de cointegración en sí misma, es la mejor traducción econométrica para la evolución conjunta del gasto público y la expansión económica que Wagner tenía en mente cuando formuló su ley” Peacock y Scott (2000).

La ejecución de estos dos pasos previos garantiza un procedimiento correcto para la estimación econométrica y de uso de variables. Finalmente, se plantean los modelos econométricos de las interpretaciones antes expuestas para representar la relación a largo plazo, se lo realiza por medio de un modelo autorregresivo o ARDL por sus siglas en inglés, a continuación, se presenta cada modelo función ARDL:

Modelo 1:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIB_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 2:

$$\log GP(\%pib)_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP(\%pib)_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIB_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 3:

$$\log GP(\%pib)_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP(\%pib)_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 4:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 5:

$$\log GPpc_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GPpc_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Para la especificación de los rezagos para cada modelo, se utilizó el Criterio bayesiano de información (BIC) Schwarz, (1978), con un máximo de 1 rezago para la variable independiente. El cual permite encontrar un modelo con una mayor capacidad explicativa a través de un menor número de variables rezagadas. Para cada modelo el subíndice *i* representa la sección transversal del panel (país), mientras que, *t* expresa la dimensión del tiempo de 1990 a 2017 y *k* representa el número de rezagos para la variable.

No obstante, se aplicará el método de corrección de errores (MCE) Engle y Granger (1978), debido a la complicación de incurrir en un resultado espuria. Este método además de dispersar el problema permite observar la dinámica a corto y largo plazo de cada modelo. Por lo tanto, cada modelo se establecerá en representación del MCE, el cual consiste en aplicar las primeras diferencias a las variables *I*(1) de la siguiente manera:

Modelo 1:

$$\Delta \log GP_{it} = \alpha_i (\log GP_{i,t-1} - \phi_i \log PIB_{i,t-1}) + \psi_i \Delta \log PIB_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 2:

$$\Delta \log GP(\%pib)_{it} = \alpha_i (\log GP(\%pib)_{i,t-1} - \phi_i \log PIB_{i,t-1}) + \psi_i \Delta \log PIB_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 3:

$$\Delta \log GP(\%pib)_{it} = \alpha_i (\log GP(\%pib)_{i,t-1} - \phi_i \log PIBpc_{i,t-1}) + \psi_i \Delta \log PIBpc_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 4:

$$\Delta \log GP_{it} = \alpha_i (\log GP_{i,t-1} - \phi_i \log PIBpc_{i,t-1}) + \psi_i \Delta \log PIBpc_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 5:

$$\Delta \log GPpc_{it} = \alpha_i (\log GPpc_{i,t-1} - \phi_i \log PIBpc_{i,t-1}) + \psi_i \Delta \log PIBpc_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

Estimadores PMG y MG

Donde, la elasticidad a largo plazo del gasto público con respecto al PIB para cada modelo, serán calculados por medio de los estimadores para datos de panel dinámico. El estimador Mean Group (MG) es calculado a través del promedio de la elasticidad para los 17 países de la muestra $\phi_i = \frac{\beta_i}{-\alpha_i}$. El tratamiento, de parte de la estimación Pooled Mean Group (PMG), está basada en la homogeneidad de este coeficiente de manera, $\phi_i = \phi$. Sin embargo, el coeficiente de ajuste fluctúa libre respectivamente para cada país. A fin a la Ley de Wagner, ϕ deberá ser mayor a 1 para corroborar la existencia de esta, dentro de la región.

3.1 Pruebas de robustez

Para el análisis de robustez de la investigación, se realizó distintas aplicaciones de estimación al panel de datos, con base en los estudios sobre la aplicación de la Ley de Wagner para países de la OCDE de Lamartinaa & Zaghib (2011) y Magazzino, Giolli, & Mele (2015) en el caso para la Unión Europea. En donde, se coincide en corroborar los resultados primarios mediante el uso de la metodología principal para las distintas interpretaciones de la Ley, con base en

Peacock & Scott, (2000). Sin embargo, se enfatiza, que dentro del modelo principal el uso de las distintas interpretaciones de la ley fue realizada previamente. Al igual, se robustece los resultados mediante la selección libre de rezagos para los modelos, con el uso del criterio bayesiano de información (BIC), a continuación, se exhibe los resultados:

Tabla 7. Resultados mediante rezagos sin restricciones

Elasticidad	
Modelo 1	1.11
Modelo 2	0.15
Modelo 3	0.19
Modelo 4	1.32
Modelo 5	1.41

Ante la eliminación sobre la restricción de rezagos para cada modelo, las elasticidades dentro cada uno son similar a los arrojados en los modelos principales que se presentarán en la sección de resultados. Lo cual, reafirma la existencia de la Ley de Wagner para América latina.

4. RESULTADOS

Como se expuso en la sección metodológica, el modelo permite observar dos resultados principales; el coeficiente de elasticidad y la velocidad de ajuste, los cuales se presentan en la siguiente tabla:

Tabla 8. Resultado por modelo

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PMG					
Elasticidad a largo plazo	1.21	0.21	0.27	1.52	1.53
Coefficiente de Ajuste	-0.28	-0.28	-0.27	-0.20	-0.19
MG					
Elasticidad a largo plazo	1.22	0.22	0.28	1.54	1.57
Coefficiente de Ajuste	-0.39	-0.39	-0.38	-0.31	-0.30
Test de Hausman	0.762	0.762	0.768	0.748	0.635

La elasticidad a largo plazo resulta ser mayor a la unidad para los modelos 1, 3 y 4 respectivamente (ver Anexo 2), lo que afirma existencia de la Ley de Wagner. A modo que, en el largo plazo un aumento de la economía está asociado a un incremento mayor proporción el gasto del gobierno, respectivamente para cada modelo.

Se realiza la prueba de Hausman, en el cual ante un p-valor mayor al 5% (ver Anexo 2), respalda el uso de la estimación PMG dentro del modelo y da sustento al cumplimiento de la Ley de Wagner. Por otro lado, dentro de la estimación PMG, el coeficiente de ajuste es negativo para todos los países, lo que indica que cualquier desviación del gasto público respecto a la relación de equilibrio a largo plazo con el PIB, produce una corrección en la dirección opuesta. Se presenta a continuación el ajuste para los modelos en donde su elasticidad es mayor a uno (Ver Tabla 7).

Tabla 9. Coeficiente de ajuste. Modelo 1

País	Coeficiente de ajuste		
	Mod1	Mod4	Mod5
Argentina	-0.284	-0.128	-0.126
Bolivia	-0.225	-0.163	-0.162
Chile	-0.190	-0.092	-0.094
Colombia	-0.158	-0.116	-0.112
Costa Rica	-0.451	-0.378	-0.374
Ecuador	-0.585	-0.714	-0.696
El Salvador	-0.248	-0.078	-0.087
Guatemala	-0.186	-0.169	-0.172
Honduras	-0.180	-0.097	-0.082
Mexico	-0.341	-0.206	-0.205
Nicaragua	-0.294	-0.209	-0.209
Panamá	-0.415	-0.256	-0.245
Paraguay	-0.079	-0.075	-0.077
Perú	-0.442	-0.263	-0.254
Rep. Dominicana	-0.128	-0.169	-0.168
Uruguay	-0.341	-0.108	-0.103

De acuerdo con lo expuesto en la Tabla 7, se tomará como referencia al modelo 1, debido a que estudios similares utilizan la forma funcional de este modelo para expresar los resultados (ver Anexo 3). Por lo tanto, para el Modelo 1, el coeficiente de ajuste varía entre -0.05 y -0.013 dentro de los países, con un pico en Paraguay de -0.08, lo que sugiere una velocidad de ajuste de entre 3 y 4 años¹⁴ dentro del modelo. Para los modelos 4 y 5, el intervalo de coeficientes de ajuste esta entre -0,7 que pertenece a Ecuador y -0.09, de igual manera Paraguay contiene el ajuste más lento dentro de la región de -0.08, mientras que la velocidad de ajuste para estos dos modelos está en un periodo dentro de 5 a 6 años.

¹⁴ El número de años fue calculado al dividir la unidad sobre el coeficiente de ajuste, puesto que la unidad representaría el equilibrio entre las variables del modelo.

Tabla 10. Resultados para países NO dependientes de commodities

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PMG					
Elasticidad a largo plazo	1.33	0.33	0.43	1.72	1.74
Coefficiente de Ajuste	-0.27	-0.27	-0.25	-0.18	-0.18
MG					
Elasticidad a largo plazo	1.26	0.26	0.33	1.62	1.65
Coefficiente de Ajuste	-0.40	-0.40	-0.39	-0.30	-0.29
Test de Hausman	0.40	0.40	0.35	0.33	0.34

Como ejercicio adicional, se subdividió a los países estudiados en dos secciones; una primera sección, son los países cuyas economías no son dependientes de commodities¹⁵, dentro de la Tabla 8 se puede observar los resultados utilizando la metodología de estimadores dinámicos. Para este grupo de países, el resultado para los modelos 1, 4 y 5, cumplen con una elasticidad mayor a la unidad lo que significa que es aceptada la ley de Wagner para dichos modelos. Por otro lado, con respecto al mejor estimador dinámico, el test de Hausman acepta como mejor estimador a la metodología PMG.

¹⁵ Países no dependientes de commodities: Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Uruguay y República Dominicana.

Tabla 11. Coeficiente de Ajuste - Países NO dependientes de commodities

Coeficiente de Ajuste - Países No dependientes de commodities			
País	Modelo1	Modelo4	Modelo5
Costa Rica	-0.22	-0.03	-
El Salvador	-0.11	-0.49	-0.49
Guatemala	-0.08	-0.06	-0.06
Honduras	-0.17	-0.05	-0.03
México	-0.62	-0.10	-0.09
Nicaragua	-0.40	-0.10	-0.10
Panamá	-0.06	-0.16	-0.16
Paraguay	-0.55	-0.14	-0.12
Rep. Dominicana	-0.20	-0.07	-0.06
Uruguay	-0.17	-0.62	-0.59

En la Tabla 9 se puede observar el coeficiente de ajuste para los países no dependientes del precio de los commodities, dentro de esta tabla se puede destacar que los países de Panamá con un periodo de 16 años y Guatemala con 12 años son quienes más demoran en ajustar su gasto público a los cambios de sus economías. Por otro lado, México y Nicaragua son quienes menos tardan en ajustarse a los cambios económicos. Finalmente, con respecto a los demás países, su periodo de ajuste tarda entre 4 a 6 años.

Tabla 12. Resultado para países dependientes de commodities

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PMG					
Elasticidad a largo plazo	1.18	0.18	0.24	1.50	1.51
Coefficiente de Ajuste	-0.34	-0.34	-0.32	-0.23	-0.23
MG					
Elasticidad a largo plazo	1.18	0.18	0.22	1.44	1.46
Coefficiente de Ajuste	-0.37	-0.37	-0.37	-0.31	-0.31
Test de Hausman	0.93	0.93	0.70	0.42	0.52

Por otro lado, dentro la Tabla 10 se encuentran los países cuyas economías son dependientes de commodities. Los resultados acerca de la elasticidad de gasto público con respecto al crecimiento de la economía para estas economías de la región son coherentes con los resultados expuestos en el modelo principal, al obtener una elasticidad mayor a la unidad en los modelos 1, 4 y 5. De la misma manera el test de Hausman acepta a la metodología PMG como el mejor estimador para este grupo de países.

Tabla 13. Coeficiente de Ajuste de países dependientes de commodities

Coeficiente de Ajuste - Países dependientes de commodities			
País	Modelo1	Modelo4	Modelo5
Argentina	-0.24	-0.13	-0.12
Bolivia	-0.24	-0.17	-0.17
Chile	-0.21	-0.10	-0.10
Colombia	-0.17	-0.12	-0.12
Ecuador	-0.60	-0.72	-0.72
Perú	-0.46	-0.27	-0.26

A través de la Tabla 11, podemos observar cuanto tardan los países dependientes de commodities en ajustar su gasto público a los cambios en las economías. Dentro de este grupo se destacan Ecuador y Perú por ser quienes menos tardan en ajustar el gasto público en un periodo de 2 a 3 años, lo que es congruente con los resultados principales, con respecto al caso ecuatoriano Cosme (2017) en su estudio al gasto público para Ecuador, explica que dicha variable a sido utilizada agresivamente como parte de la política fiscal para mediar las variaciones en la economía, de la misma manera para el caso peruano el Banco Mundial (2017) explica que la política fiscal dentro de los ultimas decadas ha sido primordial para una crear una base solida en el crecimiento social de Perú, ademas de que se ha persivido una mayor demanda social hacia el tamaño del gasto público. Por el contrario, Chile y Colombia son quienes más demoran en ajustarse a los cambios de sus economías respectivamente con un periodo de 6 años. Por último, Bolivia y Argentina se encuentran en un punto intermedio entre los países expuestos anteriormente, con un periodo de 4 años de ajuste del gasto público. Ante estos resultados, en el caso de Chile, Stancic y Rokotov (2002) explican que el gasto público chileno es eficiente y focalizado lo cual permite una menor inversión con mayores resultados en comparación con las altas tasas de crecimiento económico percibidas en las últimas dos décadas. Así mismo, para Colombia Carrillo, (2019) indica que la postura del gasto público en el periodo 1970-2017 factores políticos y económicos no permitieron al gasto público ser afectado por el crecimiento económico.

5. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En esta investigación se analizó la relación entre el gasto público y el crecimiento económico para 17 países de América Latina (Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana y Uruguay). Con el objetivo de comprobar la existencia de la ley de Wagner.

Después de aplicar la metodología de estimadores para un panel dinámico compuesto por los 17 países, en donde, se concluye que en dichos países se puede verificar el cumplimiento de la ley de Wagner, la cual asume una relación positiva entre el crecimiento económico y el gasto público.

Lo dicho, se puede verificar a través del cálculo de la elasticidad con la mencionada metodología la cual permitió encontrar una elasticidad mayor a uno, en tres de las cinco distintas ecuaciones que representan las interpretaciones de la ley de Wagner. Además, y en función de los resultados, fue posible el cálculo de una tasa de ajuste entre el gasto público y el crecimiento económico el cual puede ser interpretado en términos anuales, en donde se encontró que el gasto público demora de tres a cuatro años en ajustarse a los cambios en la economía.

La metodología a su vez permitió analizar tanto a los países de la región cuyas economías son dependientes de los precios de commodities como estudiar a los países no dependientes. Finalmente, los resultados para estos dos grupos corroboraron los datos principales del estudio en cuestión, ya que se encontró el cumplimiento de la ley de Wagner por medio de una elasticidad mayor a la unidad dentro de los dos grupos. Con relación a la tasa de ajuste, los países dependientes demoran un periodo de 3 a 4 años en ajustar el gasto público a las variaciones de la economía, esto se explica a través del uso agresivo de políticas fiscales las cuales son aplicadas paralelamente al desarrollo de las economías (Cosme, 2017; Banco Mundial, 2017). Mientras que los países no dependientes ajustan su gasto público en el transcurso de 4 a 5 años, dicha tardía es explicada por un menor énfasis en el uso y la efectividad de políticas fiscales hacia la economía (Cosme, 2017).

En la región de América Latina, la manera tradicional de ajustar el sector fiscal es a través de reducir el gasto público (en donde se incluyen gastos de inversión pública y gastos de mantenimiento) (CEPAL, 2017). Ante esto, se recomienda un análisis profundo de la estructura del gasto público en los países de la región, para identificar las secciones flexibles o inflexibles del gasto público. De manera, que esto permita a los gobiernos tratar a la inversión y al gasto corriente de distinto modo, al momento de un ajuste del gasto público. En segundo lugar, se

recomienda analizar el uso de políticas macro prudenciales para obtener una economía mejor preparada para resistir las perturbaciones y evitar los efectos de las crisis económicas externas que puedan afectar a los países de la región.

Finalmente, en línea con esta investigación se recomienda investigar el comportamiento de la elasticidad gasto público – crecimiento económico en distintos periodos de tiempo, para conocer la evolución que ha tenido la relación entre estas dos variables dentro de la región además de observar el comportamiento de la brecha del gasto público y el crecimiento de la economía.

REFERENCIAS

- ABDALRA, M. (2006). *A THEORETICAL AND EMPIRICAL ANALYSIS OF SCHOOL OF ECONOMICS AND FINANCE* .
- Abdalra, M. (2006). *A theoretical and empirical analysis of Wagner hypothesis of public expenditure growth*. Sydney: University of western Sydney.
- Abizadeh, S., & Yousefi , M. (1988). *Growth of Government Expenditure: The Case of Canada*.
- Akitoby, B. (2006). *Public spending, Voracity, and Wagner's law in developing countries*.
- Akitoby, B. (2006). *Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries*. European Journal of Political Economy 22(4):908-924.
- Alesina, A., & Romain, W. (1998). *Openness, country size and government*. Journal of Public Economics.
- Alesina, A., & Wacziarg, R. (1998). *Openness, country size and government*. Journal of Public Economics.
- Arpaia, A., & Turrini, A. (2008). *Government expenditure and economic growth in the EU: long-run tendencies and short-term adjustment* . Economic and Monetary Union .
- Bird, R. (1971). In R. Bird, *Public Finance = Finances publiques* (pp. vol. 26, issue 1, 1-26).
- Bird, R. (1971). *Wagner's 'Law' of Expanding State Activity*. Public Finance/Finances.
- Carrillo, F. (2019). *TAMAÑO DEL GASTO PÚBLICO COLOMBIANO Y EFECTOS*. ESCUELA COLOMBIANA DE INGENIERÍA JULIO GARAVITO.

- CEPAL. (1996). *AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE QUINCE AÑOS DESPUÉS De la década perdida a la transformación económica 1980-1995*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (1996). *América Latinay el Caribe, de la Decada perdida a la transformación*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (2004). *Una década de desarrollo social en America Latina , 1990-1999*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (2009). *Rigideces y espacios fiscales en América Latina*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (2010). *Impacto distributivo de las políticas públicas*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (2013). *Recursos Naturales; Situación y tendencias para una agenda de desarrollo regional*. Santiago de Chile: CEPAL.
- CEPAL. (2017). *La dinámica del ciclo económico actual y los desafíos de política para dinamizar la inversión y el crecimiento*. Santiago de Chile: Cepal.
- CEPAL. (2018). *Estudio económico de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Cepal.
- Cosme, A. (2017). *CRECIMIENTO ECONÓMICO DEL ECUADOR EN RELACIÓN A SU GASTO*. UNIVERSIDAD CENTRAL DEL ECUADOR.
- Díaz Fuentes, D., & Revuelta López, J. (2009). *Gasto público y crecimiento económico en América Latina y España, 1960-2000*. Granada.
- Easterly, W., & Rebelo, S. (1993). *Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation*. *Journal of Monetary Economics* .
- FEIJÓO , E., & PERALTA , E. (2017). *RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015*. UNIVERSIDAD DE CUENCA .

- Fölster, S., & Henrekson, M. (1998). *Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries*. Department of Economics,.
- Fuentes, D., & Revuelta, J. (2011). *Crecimiento, gasto público y Estado de Bienestar en América Latina durante el último medio siglo*. Instituto de Estudios Latinoamericanos Universidad de Alcalá .
- García, M. (2001). *LA LEY DE WAGNER: UN ANÁLISIS SINTÉTICO*. Instituto de Estudios Fiscales.
- García, J. (1998). *La ley de Wagner: Un análisis sintético* .
- GOFFMAN, J. (1968). *On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note*. Public Finance.
- Group, W. B. (2017). *Revisión del gasto público*. Banco mundial.
- Hillman, A. L. (2009). Public Finance and Public Policy. In A. L. Hillman, *Responsibilities and Limitations of Government* (p. 3). New York: Cambridge University Press .
- Jaén-García, M. (2011). *Empirical Analysis of Wagner's Law for the Spain Regions*. University of Almeria.
- Lamartina, S., & Zaghini, A. (2007). *INCREASING PUBLIC EXPENDITURES: WAGNER'S LAW IN OECD COUNTRIES*. Frankfurt .
- Lamartina, S., & Zaghini, A. (2008). *INCREASING PUBLIC EXPENDITURES: WAGNER'S LAW IN OECD COUNTRIES*. European Central Bank.
- Magazzino, C., Giolli, L., & Mele, M. (2015). *Wagner's Law and Peacock and Wiseman's Displacement Effect in European Union Countries: A Panel Data Study*. Roma: International Journal of Economics and Financial Issues.
- Mann, A. (1980). *Wagner's law: An econometric test for Mexico, 1925–1970*. National Tax Journal .
- Peacock, A., & Wiseman, J. (1961). *The growth of public expenditure in the United Kingdom*. Princeton University Press.

- Peacock, A., & Scott, A. (2000). *The curious attraction of Wagner's law*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1998). *The size and scope of Government: Comparative politics with rational politicians*. European Economic Review.
- Rodrik, D. (1996). *WHY DO MORE OPEN ECONOMIES HAVE BIGGER GOVERNMENTS?* Journal of Political Economy.
- Rodrik, D. (1998). *Why do more open economies have bigger governments?* Journal of Political Economy .
- Shelton, C. A. (2007). *The Size and Composition of Government Expenditure*. Connecticut: Wesleyan Economic Working Papers.
- Stancic, P., & Rokotov, H. (2002). *Gasto público y crecimiento económico en Chile: Análisis de serie de tiempo para la segunda mitad del siglo XX*. Universidad de Chile.
- Stiglitz, J. (1988). *Pareto Efficient and Optimal Taxation and the New Welfare Economics*. Handbook of Public Economics .
- Tim, H. (1961). *The law of growing state spending*.
- Tim, H. (1961). The law of growing state spending.
- Tirole, J. (1998). *The theory of industrial organization*. MIT Press.

ANEXOS

ANEXOS

Anexo 1: Pruebas de Cointegración

Modelo 1:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIB_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Variables Nominales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t	-1.0208	0.1537	
Phillips-Perron t	-3.6782	0.0001	
Augmented Dickey-Fuller t	-2.3265	0.0100	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.63 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t	-2.0058	0.0224	
Dickey-Fuller t	-2.4963	0.0063	
Augmented Dickey-Fuller t	-2.1954	0.0141	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-1.6943	0.0451	
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2.3502	0.0094	

Variables Reales

Pedroni test for cointegration			
Ho: No cointegration		Number of panels	= 16
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	= 27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	0.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
		Statistic	p-value
Modified Phillips-Perron t		1.2635	0.1032
Phillips-Perron t		-0.8407	0.2003
Augmented Dickey-Fuller t		-0.4487	0.3268

Kao test for cointegration			
Ho: No cointegration		Number of panels	= 16
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	= 26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.94 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
		Statistic	p-value
Modified Dickey-Fuller t		-1.2227	0.1107
Dickey-Fuller t		-2.3041	0.0106
Augmented Dickey-Fuller t		-1.2354	0.1083
Unadjusted modified Dickey-Fuller t		-0.6586	0.2551
Unadjusted Dickey-Fuller t		-2.0047	0.0225

Modelos 2:

$$\log GP(\%pib)_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP(\%pib)_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIB_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Variables Nominales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic		p-value
Modified Phillips-Perron t	-1.0208		0.1537
Phillips-Perron t	-3.6782		0.0001
Augmented Dickey-Fuller t	-2.3265		0.0100

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.56 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic		p-value
Modified Dickey-Fuller t	-1.9764		0.0241
Dickey-Fuller t	-2.4831		0.0065
Augmented Dickey-Fuller t	-2.1820		0.0146
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-1.6943		0.0451
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2.3502		0.0094

Variables Reales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	0.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic		p-value
Modified Phillips-Perron t	1.2635		0.1032
Phillips-Perron t	-0.8407		0.2003
Augmented Dickey-Fuller t	-0.4487		0.3268

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.50 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t	-0.9980	0.1591	
Dickey-Fuller t	-2.1925	0.0142	
Augmented Dickey-Fuller t	-1.1142	0.1326	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-0.6586	0.2551	
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2.0047	0.0225	

Modelo 3:

$$\log GP(\%pib)_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP(\%pib)_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Variables Nominales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t	-0.9735	0.1652	
Phillips-Perron t	-3.5299	0.0002	
Augmented Dickey-Fuller t	-2.3734	0.0088	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.56 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t	-1.9324	0.0267	
Dickey-Fuller t	-2.4814	0.0065	
Augmented Dickey-Fuller t	-2.1344	0.0164	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-1.6593	0.0485	
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2.3519	0.0093	

Variables Reales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	0.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t	1.4788	0.0696	
Phillips-Perron t	-0.6964	0.2431	
Augmented Dickey-Fuller t	-0.3314	0.3702	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.56 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t	-0.8979	0.1846	
Dickey-Fuller t	-2.0696	0.0192	
Augmented Dickey-Fuller t	-1.0290	0.1517	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-0.5836	0.2797	
Unadjusted Dickey-Fuller t	-1.8917	0.0293	

Modelo 4:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Variables Nominales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t	-0.1591	0.4368	
Phillips-Perron t	-2.0082	0.0223	
Augmented Dickey-Fuller t	-1.3197	0.0935	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.81 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic		p-value
Modified Dickey-Fuller t	-1.7027		0.0443
Dickey-Fuller t	-2.3354		0.0098
Augmented Dickey-Fuller t	-2.0369		0.0208
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	-1.2102		0.1131
Unadjusted Dickey-Fuller t	-2.0922		0.0182

Variables Reales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic		p-value
Modified Phillips-Perron t	-0.0508		0.4797
Phillips-Perron t	-2.3626		0.0091
Augmented Dickey-Fuller t	-1.5946		0.0554

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.88 (Newey-West)
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t	-0.0252	0.4900	
Dickey-Fuller t	-1.0545	0.1458	
Augmented Dickey-Fuller t	-0.0636	0.4747	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t	0.4607	0.3225	
Unadjusted Dickey-Fuller t	-0.7128	0.2380	

Modelo 5:

$$\log GPpc_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GPpc_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Variables Nominales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration	Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated	Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific			
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett
Time trend:	Not included	Lags:	1.00 (Newey-West)
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1
	Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t	-0.9735	0.1652	
Phillips-Perron t	-3.5299	0.0002	
Augmented Dickey-Fuller t	-2.3734	0.0088	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration		Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same				
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett	
Time trend:	Not included	Lags:	1.81 (Newey-West)	
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1	
		Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t		-2.1530	0.0157	
Dickey-Fuller t		-2.5777	0.0050	
Augmented Dickey-Fuller t		-2.2331	0.0128	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t		-1.6593	0.0485	
Unadjusted Dickey-Fuller t		-2.3519	0.0093	

Variables Reales

Pedroni test for cointegration

Ho: No cointegration		Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	=	27
Cointegrating vector: Panel specific				
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett	
Time trend:	Not included	Lags:	0.00 (Newey-West)	
AR parameter:	Panel specific	Augmented lags:	1	
		Statistic	p-value	
Modified Phillips-Perron t		1.4788	0.0696	
Phillips-Perron t		-0.6964	0.2431	
Augmented Dickey-Fuller t		-0.3314	0.3702	

Kao test for cointegration

Ho: No cointegration		Number of panels	=	16
Ha: All panels are cointegrated		Number of periods	=	26
Cointegrating vector: Same				
Panel means:	Included	Kernel:	Bartlett	
Time trend:	Not included	Lags:	1.81 (Newey-West)	
AR parameter:	Same	Augmented lags:	1	
		Statistic	p-value	
Modified Dickey-Fuller t		-2.1530	0.0157	
Dickey-Fuller t		-2.5777	0.0050	
Augmented Dickey-Fuller t		-2.2331	0.0128	
Unadjusted modified Dickey-Fuller t		-1.6593	0.0485	
Unadjusted Dickey-Fuller t		-2.3519	0.0093	

Anexo 2: Resultados generales por modelo

Modelo 1:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIB_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

```

Panel Variable (i): pais_set      Number of obs    =    432
Time Variable (t): tiempo        Number of groups  =     16
                                   Obs per group: min =     27
                                   avg      =    27.0
                                   max      =     27

                                   Log Likelihood = 702.4016
  
```

D.		logGppibnom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ECT		logPIBnom	.2096094	.0142939	14.66	0.000	.1815939 .2376249
SR	ECT		-.284206	.0343447	-8.28	0.000	-.3515204 -.2168915
	logPIBnom	Dl.	-.1735521	.1088414	-1.59	0.111	-.3868773 .039773
		_cons	.0876627	.0259687	3.38	0.001	.036765 .1385604

Prueba de Hausman

```

. hausman mg pmg, sigmamore

----- Coefficients -----
             (b)      (B)             (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
             mg       pmg       Difference      S.E.
-----
logPIBnom   .2247864  .2096094     .015177     .0502007

           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
           B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

       chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
             =      0.09
       Prob>chi2 =      0.7624
  
```

Modelo 3:

$$\log GP(\%pib)_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP(\%pib)_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): pais_set
Time Variable (t): tiempo

Number of obs = 432
Number of groups = 16
Obs per group: min = 27
 avg = 27.0
 max = 27

Log Likelihood = 703.9044

D.	logGPpibnom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT	logPIBpcnom	.2652435	.017256	15.37	0.000	.2314223	.2990647
SR	ECT	-.2741395	.0368498	-7.44	0.000	-.3463638	-.2019151
	logPIBpcnom						
	D1.	-.1698529	.114253	-1.49	0.137	-.3937847	.0540788
	_cons	.0987991	.0179706	5.50	0.000	.0635774	.1340209

Prueba de Hausman

```
. hausman mg pmg, sigmamore
```

	Coefficients			
	(b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
logPIBpcnom	.2839366	.2652435	.0186931	.0632742

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 0.09
Prob>chi2 = 0.7677

Modelo 4:

$$\log GP_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GP_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): pais_set
Time Variable (t): tiempo

Number of obs = 432
Number of groups = 16
Obs per group: min = 27
 avg = 27.0
 max = 27

Log Likelihood = 691.3202

D.logGPnom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
logPIBpcnom	1.517481	.0191658	79.18	0.000	1.479916	1.555045
SR						
ECT	-.2013382	.039766	-5.06	0.000	-.2792782	-.1233983
logPIBpcnom						
Dl.	.6297965	.1233591	5.11	0.000	.388017	.8715759
_cons	-.7582375	.1610488	-4.71	0.000	-1.073887	-.4425876

Prueba de Hausman

```
. hausman mg pmg, sigmamore
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) mg	(B) pmg		
logPIBpcnom	1.541228	1.517481	.0237474	.0738347

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
 = 0.10
Prob>chi2 = 0.7477

Modelo 5:

$$\log GPPc_{it} = \sum_{k=1}^p \gamma_{1i} \log GPPc_{i,t-1} + \sum_{k=0}^{q-1} \theta_1 \log PIBpc_{i,t-k} + \varepsilon_{it}$$

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): pais_set
Time Variable (t): tiempo

Number of obs = 432
Number of groups = 16
Obs per group: min = 27
 avg = 27.0
 max = 27

Log Likelihood = 691.525

D.logGFpccnom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
logPIBpcnom	1.532145	.0203617	75.25	0.000	1.492237	1.572053
SR						
ECT	-.1978543	.0387417	-5.11	0.000	-.2737866	-.1219221
logPIBpcnom						
DI.	.6345052	.1237847	5.13	0.000	.3918916	.8771188
_cons	-.7835602	.1618104	-4.84	0.000	-1.100703	-.4664176

Prueba de Hausman

```
. hausman mg pmg, sigmamore
```

	Coefficients			
	(b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
logPIBpcnom	1.567439	1.532145	.0352938	.0744301

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 0.22
Prob>chi2 = 0.6354

Anexo 3: Coeficiente de Ajuste de cada país (modelo 1)

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as PMG)

Panel Variable (i): pais_set
Time Variable (t): tiempo

Number of obs = 432
Number of groups = 16
Obs per group: min = 27
 avg = 27.0
 max = 27

Log Likelihood = 702.4015

D.logGFnom	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
logPIBnom	1.209609	.0142939	84.62	0.000	1.181594	1.237625
pais_set_1						
ECT	-.2837975	.1270928	-2.23	0.026	-.5328948	-.0347002
logPIBnom						
Dl.	.7588457	.1572397	4.83	0.000	.4506615	1.06703
_cons	-1.303672	.5915504	-2.20	0.028	-2.463089	-.1442544
pais_set_2						
ECT	-.2249813	.0491293	-4.58	0.000	-.321273	-.1286896
logPIBnom						
Dl.	.1045764	.1211267	0.86	0.388	-.1328275	.3419804
_cons	-.8163053	.1856272	-4.40	0.000	-1.180128	-.4524828
pais_set_3						
ECT	-.1899257	.0548691	-3.46	0.001	-.2974672	-.0823841
logPIBnom						
Dl.	.5161589	.0758126	6.81	0.000	.367569	.6647489
_cons	-.8502766	.2520677	-3.37	0.001	-1.34432	-.3562329
pais_set_4						
ECT	-.1582658	.0649292	-2.44	0.015	-.2855247	-.0310069
logPIBnom						
Dl.	.7351518	.1162259	6.33	0.000	.5073532	.9629504
_cons	-.6954213	.2955986	-2.35	0.019	-1.274784	-.1160587
pais_set_5						
ECT	-.4509377	.0987377	-4.57	0.000	-.64446	-.2574155
logPIBnom						
Dl.	.2846496	.1966871	1.45	0.148	-.1008501	.6701493
_cons	-1.790068	.383002	-4.67	0.000	-2.540738	-1.039398
pais_set_6						
ECT	-.5848516	.1154657	-5.07	0.000	-.8111602	-.358543
logPIBnom						
Dl.	.2208682	.1858396	1.19	0.235	-.1433707	.5851071
_cons	-2.54155	.4910908	-5.18	0.000	-3.50407	-1.57903
pais_set_7						
ECT	-.2479861	.0889721	-2.79	0.005	-.4223682	-.073604
logPIBnom						
Dl.	.5204203	.1626034	3.20	0.001	.2017236	.8391171
_cons	-.951632	.3479455	-2.74	0.006	-1.633593	-.2696714
pais_set_8						
ECT	-.1856615	.1006285	-1.85	0.065	-.3828898	.0115668
logPIBnom						
Dl.	.0562597	.2146274	0.26	0.793	-.3644023	.4769218
_cons	-.7732761	.4618032	-1.67	0.094	-1.678394	.1318416

pais_set_9							
ECT	-.180468	.1106899	-1.63	0.103	-.3974161	.0364802	
logPIBnom							
DI.	1.072866	.3497188	3.07	0.002	.3874297	1.758302	
_cons	-.7210569	.4297491	-1.68	0.093	-1.56335	.1212358	
pais_set_10							
ECT	-.3405334	.09178	-3.71	0.000	-.5204189	-.1606479	
logPIBnom							
DI.	.6208399	.1411602	4.40	0.000	.344171	.8975088	
_cons	-1.73046	.4875919	-3.55	0.000	-2.686122	-.7747969	
pais_set_11							
ECT	-.2940916	.1072993	-2.74	0.006	-.5043944	-.0837888	
logPIBnom							
DI.	1.60836	.5583272	2.88	0.004	.5140594	2.702662	
_cons	-1.24722	.4477708	-2.79	0.005	-2.124835	-.3696052	
pais_set_12							
ECT	-.0792344	.0260863	-3.04	0.002	-.1303627	-.0281062	
logPIBnom							
DI.	.032884	.1774914	0.19	0.853	-.3149928	.3807607	
_cons	-.2651448	.1029835	-2.57	0.010	-.4669889	-.0633008	
pais_set_13							
ECT	-.4151196	.085631	-4.85	0.000	-.5829533	-.2472859	
logPIBnom							
DI.	.3087025	.1577561	1.96	0.050	-.0004937	.6178988	
_cons	-1.843479	.398985	-4.62	0.000	-2.625475	-1.061483	
pais_set_14							
ECT	-.4420893	.1081194	-4.09	0.000	-.6539994	-.2301791	
logPIBnom							
DI.	.0893995	.2060795	0.43	0.664	-.314509	.493308	
_cons	-1.99808	.4931483	-4.05	0.000	-2.964633	-1.031527	
pais_set_15							
ECT	-.1283519	.0895585	-1.43	0.152	-.3038833	.0471796	
logPIBnom							
DI.	1.141543	.2517837	4.53	0.000	.648056	1.63503	
_cons	-.5843675	.4134895	-1.41	0.158	-1.394792	.226057	
pais_set_16							
ECT	-.3409983	.0897219	-3.80	0.000	-.5168499	-.1651466	
logPIBnom							
DI.	.604345	.1317021	4.59	0.000	.3462137	.8624763	
_cons	-1.426438	.3631201	-3.93	0.000	-2.13814	-.7147356	

