UNIVERSIDAD DE CUENCA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

CARRERA DE ECONOMÍA

"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015"

TRABAJO DE TITULACIÓN PREVIO A LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE ECONOMISTA

AUTORES:

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
C.I. 0105962204
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO
C.I. 0105564223

DIRECTOR:

ECON. CARLOS JULIO RIVERA BAUTISTA

C.I. 0102408234

CUENCA-ECUADOR
2017

RESUMEN

Esta investigación analiza la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico para los países de la Comunidad Andina mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR), tanto en forma individual para cada país, así como también en datos de panel (PVAR); haciendo uso de la base de datos del Banco Mundial en términos reales con año base 2010. Frente a las contradicciones de la mencionada relación surgen dos teorías; la teoría de Wagner y la de Keynes, donde la primera establece que el crecimiento económico causa la expansión del sector público en contraposición a la teoría de Keynes, sin embargo en la literatura económica han surgido varias interpretaciones de la teoría de Wagner, refiriéndonos a los cinco autores: Peacock & Wiseman (P&W), Goffman, Mann, Musgrave y Gupta cuyas interpretaciones han tenido mayor relevancia en el ámbito económico y en función de la forma funcional planteada por estos autores se desarrolla la investigación.

De los resultados del modelo VAR aplicado a cada país se ha encontrado evidencia empírica a favor de la teoría de Keynes para Bolivia bajo el concepto de Mann y Musgrave y de bidireccionalidad para los demás, en el caso de Colombia predomina la teoría keynesiana, para Ecuador se ha encontrado evidencia a favor de Wagner excepto para el modelo de P&W quien no muestra evidencia de ninguna de las teorías, finalmente para el caso de Perú no existe evidencia a favor de ninguna de las teorías. Los resultados de datos de panel muestran evidencia empírica a favor a de la ley de Wagner, estos resultados implican que la aplicación de las políticas keynesianas no incentivaría el crecimiento económico de los países de la CAN.

PALABRAS CLAVE: relación, crecimiento económico, Gasto público, bidireccionalidad, forma funcional, modelo VAR, PVAR.

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

ABSTRACT

This research analyzes the relationship between public spending and economic growth for the countries of the Andean Community through a model of vector autoregressions (VARS), both individually for each country as well as in panel data (PVAR); making use of the World Bank's database in real terms with base year 2010. In front of the contradictions of the aforementioned relationship there are two theories; the theory of Wagner and the Keynes, where the first establishes that the economic growth due to the expansion of the public sector as opposed to the theory of Keynes, however in the economic literature there have been various interpretations of the theory of Wagner, referring to the five authors: Peacock & Wiseman (P&W), Goffman, Mann, Musgrave and Gupta whose performances have had greater relevance in the economic sphere and in function of the functional form raised by these authors develops research.

The results of the VAR model applied to each country has found empirical evidence in favor of the theory of Keynes to Bolivia under the concept of Mann and Musgrave and bidirectionality for others, in the case of Colombia is dominated by the Keynesian theory, Ecuador has found evidence in favor of Wagner except for the P&W model who shows no evidence of any of the theories, finally to the case of Peru, there is no evidence in favor of any of the theories. The results of panel data show empirical evidence in favor of the law of Wagner, these results imply that the implementation of Keynesian policies do not spur economic growth in developing countries.

Key words: relationship, economic growth, public expenditure, bidirectionality, functional form, VAR model, PVAR.

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

ÍNDICE

ÍNDICE DE GRÁFICOS

ÍNDICE DE TABLAS

ÍNDICE DE APÉNDICES

ÍNDICE DE ANEXOS

Universidad de Cuenca
Clausula de derechos de autor

Yo Edwin Paúl Feijóo Criollo, autor del Trabajo de Titulación **"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015"**, reconozco y acepto el derecho de la Universidad de Cuenca, en base al Art. 5 literal c) de su Reglamento de Propiedad Intelectual, de publicar este trabajo por cualquier medio conocido o por conocer, al ser este requisito para la obtención de mi título de **ECONOMISTA**. El uso que la Universidad de Cuenca hiciere de este trabajo, no implicará afección alguna de mis derechos morales o patrimoniales como autor/a

Cuenca, Marzo de 2017

Edwin Paúl Feijóo Criollo

C.I: 0104962204

Universidad de Cuenca
Clausula de propiedad intelectual

Yo Edwin Paúl Feijóo Criollo, autor del Trabajo de Titulación **"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015"**, certifico que todas las ideas, opiniones y contenidos expuestos en la presente investigación son de exclusiva responsabilidad de su autor/a.

Cuenca, Marzo de 2017

Edwin Paúl Feijóo Criollo

C.I: 0104962204

Universidad de Cuenca
Clausula de derechos de autor

Yo Edgar Mauricio Peralta Jimbo, autor del Trabajo de Titulación "**RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015**", reconozco y acepto el derecho de la Universidad de Cuenca, en base al Art. 5 literal c) de su Reglamento de Propiedad Intelectual, de publicar este trabajo por cualquier medio conocido o por conocer, al ser este requisito para la obtención de mi título de **ECONOMISTA**. El uso que la Universidad de Cuenca hiciere de este trabajo, no implicará afección alguna de mis derechos morales o patrimoniales como autor/a

Cuenca, Marzo de 2017

Edgar Mauricio Peralta Jimbo

C.I: 0105564223

Universidad de Cuenca
Clausula de propiedad intelectual

Yo Edgar Mauricio Peralta Jimbo, autor del Trabajo de Titulación "**RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015**", certifico que todas las ideas, opiniones y contenidos expuestos en la presente investigación son de exclusiva responsabilidad de su autor/a.

Cuenca, Marzo de 2017

Edgar Mauricio Peralta Jimbo

C.I: 0105564223

AGRADECIMIENTOS

Mi reconocimiento y gratitud merece el Econ. Carlos Rivera quien nos ha orientado, apoyado y ayudado de forma incondicional en cada una de las fases de desarrollo de nuestra tesis y sin duda, sin ellos, esta tesis no habría sido posible y a todos los docentes quienes me han brindado su valioso conocimiento enseñándome que "la disciplina determina mi destino" y que, "lo culto no quita lo valiente".

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO

A Dios infinitamente por darme fuerzas para seguir adelante y por haber puesto en mi vida a aquellas personas que me han sabido comprender.

A mi madre y hermana por toda la confianza depositada en mí y por todos sus consejos que me han formado como persona, de igual manera a mi padre que pese a las circunstancias me ha sabido brindar su apoyo.

A nuestro Director el Econ. Carlos Rivera por todo el apoyo brindado y a todos los profesores que han sido parte de mi formación en el transcurso de la carrera.

"Y todo lo que hacéis, sea de palabra o de hecho, hacedlo todo en el nombre del Señor Jesús, dando gracias a Dios Padre por medio de él" (Colosenses 3:17).

EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

DEDICATORIAS

Dedico este trabajo:

A DIOS quien me dio la vida, salud y sabiduría para poder ser un guerrero ante las múltiples adversidades que han existido y superar obstáculos con fe y amor.

A mi MAMITA Aidita que es mi amor eterno, un ángel hecho persona quien me enseño el valor de la vida y a actuar siempre con honestidad, respeto, responsabilidad y solidaridad ante mis semejantes, estoy seguro que, aunque vaya al fin del mundo y le traiga el regalo más preciado, sé que no podré recompensar todo el sacrificio que ha hecho por mí y las privaciones por las que ha pasado para hacerme todo un hombre. Me guardo el gran amor que tengo, para entregárselo poquito a poquito por el resto de los días que me queden de vida.

A mi PADRE Germán que es un guerrero a carta cabal y siempre me anima diciéndo que todo problema tiene una solución, por su paciencia, comprensión y apoyo incondicional que como buen padre y amigo me ha sabido brindar.

¡Cómo no dedicar! este logro a mi HERMANO Leonardo si gracias a su compañerismo y respaldo siempre llena de alegría mi existir, con su carisma único que solo el como buen hijo y hermano lo tiene y ha hecho que mi vida sea como un baile en una “loseta” en un “party” de marquesina.

A mi dos veces madre, mi ABUELITA Blanca quien con su sabiduría y valores supo guiarme por el sendero del bien, dejándome la herencia de su coraje y fortaleza para superar cualquier obstáculo siempre con la ayuda de Dios padre todo poderoso.

A todos mis familiares, amigos y a mi novia Carmita por darme su cariño, comprensión, y amor que solo ella como la bella dama que es me ha podido dar y por enseñarme que es preferible estar cercanamente en lo cierto que perfectamente equivocado.

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO

Este esfuerzo dedico a mi madre y hermana por su apoyo incondicional y motivación constante, quienes siempre estuvieron ahí dando todo por mí sin a cambio de nada.

"Muéstrate a ti mismo tu más profundo miedo; después de eso, el miedo ya no tendrá poder y serás libre" Jim Morrison.

EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

INTRODUCCIÓN

El Gasto público es uno de los elementos más importantes dentro de la política económica de un país y un factor clave en el crecimiento económico necesario para financiar infraestructura, carreteras, energía eléctrica, agua, etc.

El crecimiento económico es una medida de los bienes y servicios producidos por una economía, cuyo indicador es el Producto Interno Bruto (PIB) por medio del cual se define el bienestar del país. El gobierno juega un papel importante en el desempeño de la actividad económica ya que un aumento del crecimiento económico es el resultado de aplicar políticas económicas adecuadas y por ende toda la nación se verá favorecida ya que este crecimiento involucra mayor producción nacional, mayor consumo de los hogares, fuentes de empleo y una mejora en la calidad de vida de la población.

La relación entre el Gasto público y el crecimiento económico ha sido abordada desde varios enfoques, sin embargo, no está claro el sentido de la causalidad entre dichas variables, o si esta es bidireccional, es decir que el Gasto público cause el crecimiento económico y viceversa. La ley de Wagner establece que el crecimiento económico es el que facilita la expansión del sector público, mientras que la hipótesis keynesiana determina el sentido de causalidad opuesto.

Considerando las hipótesis planteadas por Wagner y Keynes pretendemos comprobar que tipo de relación existe entre el Gasto público y el crecimiento económico en los últimos treinta y un años, para Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú, países miembros de la Comunidad Andina, y posteriormente validaremos la teoría económica haciendo uso de un modelo VAR individual para cada país, y en lo posterior revalidaremos los resultados obtenidos mediante un modelo VAR con datos de panel (PVAR), en el cual incluiremos los cuatro países y analizaremos la relación dinámica del Gasto público y el crecimiento económico para el periodo de 1985-2015.

Luego de haber analizado estos antecedentes teóricos, procedemos a explicar la estructura de nuestro trabajo, la cual se detalla a continuación:

En el capítulo I se hace un análisis de la concepción tanto técnica como teórica de la Ley del economista alemán Adolph Wagner, quien a finales del siglo XIX afirmó que en el largo plazo el crecimiento económico es quien promueve el incremento del Gasto público, argumento que es sustentado en la teoría de la oferta y basado en el enfoque de las finanzas públicas, que sostiene que la participación del gobierno a través de una política fiscal activa, conlleva al aumento de gastos burocráticos que provocan aumentos de inflación, lo cual desfavorece a la creación de infraestructura y mitiga la inversión, en detrimento del crecimiento económico (Buchanan & Tullock, 1962), sin embargo, para que la Ley de Wagner se cumpla según (Sideris, 2007) se debería cumplir con tres premisas: primero, las actividades administrativas y de regulación del Estado deben reemplazar las actividades privadas; segundo, el crecimiento económico promoverá los servicios de carácter públicos y culturales, los cuales son elásticos con respecto al ingreso, mejorando de esta forma el bienestar de la sociedad; tercero, el Estado deberá financiar proyectos tecnológicos encaminados a cubrir las necesidades de la sociedad a través de la provisión de bienes de capital, a más de estas características (Bird, 1971) establece que el cumplimiento de la Ley de Wagner se debe exclusivamente al incremento de la demanda de bienes públicos y al manejo adecuado de las externalidades, todos estos argumentos sustentan que el Gasto público es una variable endógena dependiente del crecimiento económico y aquellos países en los cuales esta teoría se cumple tienden a tener una política fiscal efectiva; pero en realidad las premisas en las que esta teoría se sustenta no siempre se cumplen, por lo que se podría pensar que los países que no tengan estas características tendrían al Gasto público como variable exógena, la cual promoverá el crecimiento económico, demostrando de esta forma que la política fiscal para estos países es eficiente, por esta razón el siguiente paso fue analizar la Ley de Keynes que es la que se sustenta en este argumento.

En la revisión literaria analizamos diferentes investigaciones como las realizadas por: (Rostow, 1960), (Baumol, 1967), (Barro, 1991), (Folster & Henrekson, 1999), (Abizadeh & Yousefi , 1988) y (Stiglitz, 1988), quienes sustentan

teóricamente que el crecimiento económico efectivamente influye sobre el Gasto público.

Finalmente, analizamos las diferentes interpretaciones teóricas y técnicas de La Ley de Wagner que en la mayoría de investigaciones han servido de insumo para realizar diferentes análisis empíricos, las cuales han sido establecidas por los siguientes autores: (PEACOCK & WISEMAN, 1961) quienes establecen que el efecto que tiene el PIB sobre la proporción del Gasto público en el futuro previsible tiende a ser positivo y proponen una relación lineal entre el Gasto Público y el Crecimiento Económico, (Gupta, 1967) quien establece que el Gasto público debe aumentar a un ritmo más rápido que el de la renta nacional y propone una función doble logarítmica para contrastar la Ley de Wagner, usando al Gasto publico per cápita como variable dependiente y al PIB per cápita como variable independiente, (MANN, 1980) quien establece que la Ley de Wagner se cumple si la proporción del Gasto público respecto al ingreso nacional tiende a aumentar a un mayor nivel que el ingreso nacional, (Goffman, 1968) sostiene que el incremento del desarrollo económico en una economía viene dado por la participación del sector público en la producción y utiliza una relación lineal donde el Gasto público es la variable dependiente y el PIB per cápita la variable independiente y por último (MUSGRAVE, 1969), establece que el crecimiento económico incentivará una mayor participación del sector público, pero el incremento del presupuesto difícilmente dará lugar a una expansión de la economía y utiliza una relación funcional entre la proporción del Gasto público del PIB en función del PIB per cápita.

En el capítulo II y III nuestro estudio se enfoca en la relación dinámica del Gasto público y el crecimiento económico según las interpretaciones de los autores ya mencionados, mediante un modelo VAR y un modelo PVAR respectivamente.

En el capítulo II, tras comprobar la estacionariedad de las series mediante el test ADF con quiebre estructural, procedemos a utilizar el procedimiento de Engle y Granger para obtener evidencia empírica de la existencia de cointegración, luego

de esto buscamos corroborar estos hallazgos aplicando el test de Pesaran, Shin y Smith, el cual es recomendable cuando se tiene muestras pequeñas, posterior a esto consideramos un Modelo de Corrección de Errores para los países que muestran evidencia de relación a largo plazo entre el Gasto público y el crecimiento económico, del mencionado modelo para obtener evidencia a priori a favor de la Ley de Wagner se debe cumplir que la elasticidad de largo plazo es mayor a uno, tras la obtención de estos resultados realizamos el test de causalidad de Granger tanto de forma uniecuacional como a través del análisis dinámico de un modelo VAR, por último realizamos el análisis de sensibilidad de la relación entre el Gasto público y el PIB en el transcurso de 10 periodos mediante las Funciones de Impulso- Respuesta y la Descomposición de Varianza para los modelos propuestos por los diferentes autores para los países de la CAN, los cuales nos permitirán encontrar evidencia empírica de si estas relaciones dinámicas se verán afectadas en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, además de comprobar si los modelos resultan ser estables al converger las Funciones de Impulso-Respuesta a su senda estable de largo plazo luego del shock inicial que puede ocurrir en cualquiera de las variables.

El capítulo III corresponde al análisis de la relación dinámica entre el Gasto público y el crecimiento económico mediante la metodología de un modelo VAR con datos de panel (PVAR). Para mitigar el sesgo de las pruebas estadísticas realizadas en el capítulo II, el modelo PVAR considera tanto la dimensión transversal como la dimensión temporal, incrementando de esta manera los grados de libertad, sin embargo (Maddala & Kim, 1998) afirma que el incremento de los grados de libertad introducidos por la variabilidad de la sección transversal tiene un costo que es la heterogeneidad que están incluidas en los efectos fijos para datos de panel, por lo que procedemos a eliminarlos por medio de las transformaciones en primeras diferencias y por el método de Helmert, eligiendo al método que provea un modelo PVAR más estable. Posteriormente realizamos el siguiente análisis: mediante el método de Im, Pesaran y Shin contrastamos la estacionariedad de las series, luego mediante el método (PVAR) realizamos el test

de causalidad en el sentido de Granger, el cual nos servirá para contrarrestar empíricamente la Ley de Wagner para cada una de las interpretaciones de los modelos estudiados, vinculado a esto realizamos las correspondientes pruebas de sensibilidad de la relación dinámica entre el Gasto público y el PIB al aplicar las Funciones de Impulso-Respuesta y Descomposición de Varianza, para demostrar si existe evidencia empírica que respalde la Ley de Wagner luego de 10 años de haber ocurrido el shock.

Finalmente, en el Capítulo IV se presentan las conclusiones de nuestra investigación, también exponemos las limitaciones más importantes que hemos encontrado en el estudio empírico llevado a cabo y las recomendaciones que pensamos que podrían ser un sustento para las futuras líneas de investigación que podrán dar un valor agregado a nuestro estudio.

CAPÍTULO I: ANTECEDENTES GENERALES

1.1 INTRODUCCIÓN Y ANTECEDENTES

El Gasto público hace referencia al desembolso que realiza el Estado por medio de instituciones, organismos y entidades que forman parte de una economía nacional y es una herramienta importante dentro de la política económica de un país para promover el crecimiento económico a largo plazo por medio de la financiación de la formación de capital humano e infraestructura.

El objetivo primordial de la intervención del Estado en la economía es impulsar el crecimiento económico, sin embargo han surgido contradicciones a este argumento, el cual se ha contrastado con pruebas empíricas encaminadas a alcanzar el tamaño adecuado del Gasto público, tales pruebas se han centrado en evaluar esencialmente la estructura política, fiscal e institucional de una economía.

La administración pública busca el tamaño óptimo de gobierno, a través de dos líneas de investigación.

1. Un Gasto público óptimo que contribuya a aumentar el crecimiento económico.
2. Las fuerzas implícitas que contribuyen a la expansión económica.

A finales del siglo XIX el economista alemán Adolph Wagner afirmó que existe una relación a largo plazo, donde el Gasto público se ve incrementado como consecuencia del crecimiento económico, Wagner fue el primero en demostrar empíricamente que el desarrollo de una nación y el sector público estaban correlacionados positivamente, en su honor y por este aporte económico, hoy en día se conoce como la ley de Wagner al resultado de su investigación.

Según (Sideris, 2007) Wagner establece que si el ingreso per cápita se incrementa, también se verá acrecentada la participación del Gasto público en el ingreso total, esto en el contexto de una economía en vías de industrialización; sin embargo para que se pueda cumplir lo predicho, existen tres razones: primero, en el trayecto de la industrialización, las funciones de carácter

administrativas y regulatorias controladas por parte del Estado, deberán reemplazar las actividades privadas por públicas; segundo, el crecimiento económico se verá reflejado esencialmente en el bienestar de la sociedad, esto a través de un incremento de los servicios de carácter público y culturales, los cuales son elásticos con relación al ingreso; tercero, el Estado intervendrá a través de la provisión de capital, destinado a financiar proyectos tecnológicos encaminados a cubrir las necesidades de la sociedad.

Por su parte (Bird, 1971) afirma que la ley de Wagner establece que el crecimiento del gobierno se debe exclusivamente al incremento de la demanda de bienes públicos y al manejo adecuado de las externalidades. Esta teoría define a la ley de Wagner como la determinación de la causalidad desde el ingreso nacional hacia el Gasto público, de tal forma que este último es un factor endógeno al crecimiento económico.

Desde una visión keynesiana la manera de inducir a que una economía se recupere en momentos de recesión y retome el camino de crecimiento, es por medio del incremento del Gasto público. En base a los diferentes planteamientos hechos por Wagner y Keynes, surge la contradicción entre las hipótesis planteadas por cada autor, tomando en cuenta que Keynes sustenta en su teoría que el Gasto público es un instrumento del Estado capaz de solventar el crecimiento económico, de esta manera la discusión entre estas teorías pasa a diferenciarse no solo por la causalidad sino también por el factor de temporalidad.

Como ya se mencionó anteriormente la ley de Wagner es totalmente opuesta a la hipótesis planteada por Keynes, hecho que ha dado lugar a diversas contradicciones. Para Wagner es el crecimiento económico el que tiene repercusión sobre el Gasto público, considerando por tanto como un factor endógeno al gasto, mientras que Keynes plantea que el Gasto público es un factor exógeno, y por lo tanto una economía estará influenciada por factores políticos que serán capaces de contribuir al crecimiento económico, a pesar del argumento de Keynes, su hipótesis tuvo poca relevancia en la historia económica. En materia

de política económica, la ley de Wagner ha tenido mucha relevancia, ya que su planteamiento en muchas ocasiones ha sobrepasado a la hipótesis establecida por Keynes.

La relación entre el Gasto público y el crecimiento económico ha sido objeto de estudio en los últimos años, es así que estudios empíricos en países desarrollados y en vías de desarrollo han validado la ley de Wagner. En el ámbito económico el Gasto público y el crecimiento económico pueden ser analizados ya sea desde un enfoque microeconómico o macroeconómico.

En el presente trabajo pretendemos aportar al tema a nivel macroeconómico, enfocándonos esencialmente en:

a) Determinar la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico, de los países de la Comunidad Andina; Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú.
b) Tener en cuenta la evolución de la economía de los países en estudio, para el periodo 1985-2015, específicamente en reformas que han surgido para transformar el curso de la economía.
c) Hacer uso de las herramientas econométricas de datos de panel, aplicando pruebas de cointegración y causalidad, en el análisis de series de tiempo para los países de la Comunidad Andina entre 1985-2015.

1.2 REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA RELACIÓN ENTRE GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

A través del tiempo varios han sido los intentos por explicar la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico y de esta forma han surgido varias discusiones en torno al tema.

Para (Rostow, 1960) el incremento del Gasto público a más de estar estrechamente relacionado con el crecimiento económico, lo está con el desarrollo

de las sociedades. Por su parte (Baumol, 1967) argumenta que el sector público solo se incrementará si se da un incremento en el sector privado, esto debido a que el sector público es menos productivo que el sector privado. Según el argumento de (Barro, 1991) la relación existente entre el Gasto público y el crecimiento económico es de carácter no lineal, es decir que el signo se verá alterado de acuerdo a la proporción de Gasto público. Si en una economía existe un bajo nivel de Gasto público y este en el tiempo tiende a incrementarse, el resultado de este aumento se verá reflejado en un incremento del crecimiento económico medido a través del PIB.

Desde un punto de vista microeconómico (Folster & Henrekson, 1999) manifiestan que los países con un reducido nivel de Gasto público, direccionan el Gasto exclusivamente a sectores que favorecen directamente al bienestar de la sociedad, como a la salud, educación, infraestructura pública, etc. En otras palabras, a este tipo de gasto se lo cataloga como "bueno", por lo tanto, un incremento del Gasto público en este tipo de economías es favorable a la contribución del crecimiento económico. Estos autores comprueban que en los países de la OECD[1] el Gasto "bueno" solo representa el 20% del total invertido, mientras que el 80% se destina a transacciones distorsionantes de la economía. En base a este sustento se puede entender por qué en los países pobres la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico es positiva, en comparación con los países ricos que suele ser negativa, esto por el hecho de que los países ricos tienen un alto nivel de Gasto público a diferencia de los países pobres.

Para (Abizadeh & Yousefi , 1988) un nivel de Gasto público tiende a incrementarse por el desarrollo industrial, debido a que el Estado incrementa su participación para mitigar conflictos que suelen ser más profundos en sociedades con altos niveles de industrialización.

[1] Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), Fundada en 1961, reúne a 34 países con el objetivo de fomentar la realización de políticas que mejoren el bienestar económico y social de las personas alrededor del mundo.

Por su parte (Stiglitz, 1988) explica que el gobierno necesita tener recursos económicos para poder financiar los gastos que contribuyan adecuadamente al progreso de la sociedad, además debe mantener el orden social por lo que establece diferentes leyes en un marco jurídico que requiera de la participación social, para garantizar los adecuados derechos de propiedad e incentivar el aumento sustentable de la actividad económica, también el Estado debe producir y proveer los recursos necesarios para apoyar las actividades sociales como el deporte, la vivienda, la educación y la salud, tal y como lo hacen las empresas privadas, y por último considera que la Administración Pública debe velar por el adecuado funcionamiento de sus diferentes miembros, tales como la defensa y policía nacional, educación, protección contra incendios y cuidado del medio ambiente.

1.3 EXPLICACIÓN TEÓRICA DE LA LEY DE WAGNER

La relación existente entre el Gasto público y el crecimiento económico puede ser analizada desde dos puntos de vista.

1. La teoría de la demanda que apoya la intervención activa del gobierno en la economía a través del Gasto público, y de la oferta de dinero para provocar un aumento en la demanda agregada que contribuirá a la estabilidad y al aumento del crecimiento económico.
2. La teoría de la oferta, basada en el enfoque de las finanzas públicas, que sostiene que la participación del gobierno, a través de una política fiscal activa, conlleva al aumento de gastos burocráticos que provocan aumentos considerables de inflación, lo cual desfavorece a la creación de infraestructura y mitiga la inversión, en detrimento del crecimiento económico (Buchanan & Tullock, 1962).

La teoría de la oferta será el enfoque que nos servirá para nuestro estudio acerca de la Ley de Wagner, la cual establece que el crecimiento económico incentiva a los Estados a aumentar su participación a través de una política fiscal más

activa utilizando como instrumento el Gasto público debido a que el objetivo del gobierno es maximizar su utilidad, la cual está en función de los servicios públicos que provee.

La ley de Wagner sostiene que, a más de la relación unidireccional, que va desde el crecimiento económico representado por el (PIB) al Gasto público, existe un equilibrio entre estas dos variables, esta ley se la puede representar matemáticamente como sigue.

$$G_t = f(Y_t)$$

Donde:

$G = Tamaño\ del\ sector\ público$

$Y = Nivel\ de\ rendimiento\ económico$

$t = Tiempo$

La ley de Wagner establece que el Gasto público es un elemento fundamental de política económica para que el Estado pueda direccionar el crecimiento de la economía hacia su senda estable óptima, cuando existen problemas de inestabilidad económica (Peacock & Scott , 2000).

1.4 INTERPRETACION DE LA LEY DE WAGNER

Varias han sido las interpretaciones que se han realizado acerca de la ley de Wagner[2], sin embargo nos referiremos a las cinco más relevantes en la teoría económica.

1.4.1 (Peacock & Wiseman, 1961)

Para referirnos a esto autores, en adelante usaremos (P&W), quienes realizan la siguiente interpretación de la Ley de Wagner:

[2] A la Ley o Hipótesis de Wagner también se la conoce como (WH) por su abreviación de (Wagner´s Hypothesis)

"El efecto que tiene el PIB sobre la proporción del gasto público en el futuro previsible tiende a ser positivo" (PEACOCK & WISEMAN, 1961).

P&W consideran que el Gasto público debe aumentar en una proporción mayor que la tasa de crecimiento de la producción nacional, debido a que la tasa de crecimiento del Gasto del gobierno se relaciona de forma directa con los incrementos experimentados por la demanda de servicios públicos, que dependen tanto del crecimiento de la renta per cápita como del crecimiento poblacional, a diferencia de Wagner quien considera que el nivel de actividad gubernamental depende además de actividades de Investigación y Desarrollo (I y D) en el campo científico, de innovaciones y progreso tecnológico, división y especialización del trabajo, y el progreso de las TIC´s[3].

P&W relacionan el nivel de Gasto del Estado con el PIB a través de la siguiente expresión:

$$GP = f(PIB)$$

Donde:

$GP = Gasto\ público$

$PIB = Producto\ Interno\ Bruto$

Las investigaciones realizadas por P&W sobre la Ley de Wagner han realizado los siguientes aportes:

- Realizan un estudio sobre la Ley de Wagner y el comportamiento del Estado, de acuerdo con los acontecimientos actuales.
- Rechazan la concepción del Estado, cuyo protagonismo de acuerdo con la Ley de Wagner, es significativo para la reactivación económica cuando hay crisis de demanda. Para P&W el Estado interviene progresivamente de acuerdo con las crisis de oferta, como las guerras y depresiones, que podrían tener lugar, en estos tiempos el gobierno suele tener un mayor

[3] Las Tecnologías de Información y Comunicación son un factor sustancial para lograr un crecimiento económico estable, ya que nos proporciona mecanismos de propagación de ciencia y conocimientos necesarios para la obtención de metas relacionadas con el Desarrollo del Milenio.

protagonismo aumentando el Gasto público financiado con impuestos, los cuales permanecen elevados después de la crisis para garantizar la continuación de sus nuevos niveles de financiación.

Forma funcional

P&W proponen una relación lineal entre el Gasto Público y el Crecimiento Económico representada en la siguiente ecuación:

$$GP = a + b(PIB)$$

Esta forma funcional lineal de la Ley de Wagner puede tener una elasticidad (ε) de GP con respecto al PIB que es menor que, igual a, o mayor que uno.

- $(\varepsilon < 1)$ a medida que aumenta el PIB, la elasticidad aumentará asintóticamente hacia 1.
- $(\varepsilon > 1)$ cuando el PIB aumenta la elasticidad disminuirá asintóticamente hacia 1 (lo cual es un problema ya que se asume que GP y el PIB crecen en igual proporción y su asíntota podría ser mayor que 1).

Críticas a la forma funcional establecida por (PEACOCK & WISEMAN, 1961):

- Una forma funcional lineal podría no ser conveniente para el análisis de la Ley de Wagner. Debido a que en un sentido económico ni el GP ni el PIB pueden ser negativos. Sin embargo, el ajuste de una relación lineal permite esta posibilidad de valores negativos[4]. Esto indicaría que sería mejor modelar directamente la relación entre GP y PIB per cápita.
- La forma funcional de P&W podría sufrir de un problema de endogeneidad, este problema puede producirse en el modelo si se aceptan tanto la Hipótesis keynesiana y la Ley de Wagner. Es decir si, GP causa al PIB y el PIB causa el GP, habiendo de esta forma una determinación simultánea entre ambas variables en el modelo de modo

[4] GP puede tener un intercepto negativo si la elasticidad de GP con respecto al PIB es mayor que 1 $(\varepsilon > 1)$, lo cual no es realista económicamente.

que el PIB sería un regresor endógeno. (Verbeek, 2000). En series de tiempo, este problema se podría eludir con la introducción de los retardos del PIB, o PIB per cápita, como una variable adicional en el modelo de MC2E (GREENE, 2003).

1.4.2 (Gupta, 1967)

Realiza la siguiente interpretación de la Ley de Wagner:
"El gasto público debe aumentar a un ritmo más rápido que el de la renta nacional" (Gupta, 1967).

(Gupta, 1967) Relaciona el Gasto Público simbolizado por (GP) per cápita y el crecimiento económico representado por medio del PIB per cápita, como se muestra en la siguiente ecuación:

$$\frac{GP}{N} = f(\frac{PIB}{N})$$

Aportes de (Gupta, 1967) a la Ley de Wagner:

- Analizó el comportamiento temporal del crecimiento del gasto público para los siguientes países: Reino Unido, Alemania, U.S.A., Canadá y Suecia.
- Concebía que la carga de impuestos descrita por P&W puede ser un factor determinante de los cambios en el nivel de gasto público durante las guerras y las crisis, pero no en épocas de depresión que es cuando los impuestos tienden a reducirse, y afirmó que, en la financiación de un déficit, la carga de impuestos si tenía lógica económica.
- Realizó pruebas estadísticas más precisas, para medir un efecto de desplazamiento (crowding-out), para saber cuál es el efecto de un cambio en el nivel de Gasto público sobre el crecimiento económico y para analizar si los conflictos sociales se relacionan con una variación de la elasticidad del gasto público con respecto al crecimiento económico.

Forma funcional

La estructura adoptada por (Gupta, 1967) es una función doble logarítmica para contrastar la Ley de Wagner y el efecto crowding-out

$$\ln\left(\frac{GP}{N}\right) = a + bln(\frac{PIB}{N})$$

Debido a la simultaneidad existente entre GP y PIB, esta forma funcional doble logarítmica tiene un problema de identificación al igual que la forma funcional de P&W.

Evidencia empírica de la teoría de (Gupta, 1967)

- El efecto desplazamiento (crowding-out) que planteó (Gupta, 1967) fue respaldado empíricamente, ya que el aumento del Gasto público por persona[5] ocurrió por la gran depresión de los Estados Unidos y Canadá, en contraste con la interpretación sobre la Ley de Wagner de P&W.
- Existe evidencia empírica de que una variación en la elasticidad del Gasto público per cápita con respecto al PIB per cápita está relacionado con los conflictos sociales, en cualquier dirección. La elasticidad del nivel de gasto por persona con respecto al nivel de PIB por persona se incrementó luego de la Segunda Guerra en el caso de Suecia, donde no hubo ningún conflicto social, lo cual concuerda con la Ley de Wagner.
- (Gupta, 1967) realizó un modelo no lineal de la Ley de Wagner para tener una relación entre el Gasto público y el ingreso nacional en un periodo específico y entre países, más cercana a la realidad, y los resultados obtenidos de esta investigación apoyan empíricamente a la Ley de Wagner.

[5]Gastos en servicios de asistencia social y subsidios, se utilizaron para el financiamiento del déficit generado por la gran depresión.

1.4.3 (Mann, 1980)

Otra investigación sobre la ley de Wagner fue realizada por (MANN, 1980) quien hizo un estudio aplicado a la economía mexicana para el periodo 1925-1976, y en base al estudio de (PEACOCK & WISEMAN, 1961), el autor hace una transformación, de la cual surge una versión estructural de la mencionada ley.

Para MANN la ley de Wagner tiene sentido si la proporción del Gasto público respecto al ingreso nacional tiende a aumentar a un mayor nivel que el ingreso nacional. En base a su argumento la ley de Wagner se plantea como sigue:

$$\frac{GP}{PIB} = f(PIB)$$

Donde:

$GP = Gasto\ Púplico$
$PIB = Producto\ Interno\ Bruto\ (PIB)$

Forma Funcional

MANN interpreta la ley de Wagner a través de la forma funcional:

$$\ln\left(\frac{GP}{PIB}\right) = a + bln(PIB)$$

De la ecuación anterior el término b corresponde a la elasticidad, la misma que se puede obtener directamente. Según las expectativas planteadas por Wagner en su en su teoría, la elasticidad del gasto del gobierno con respecto al ingreso nacional medido por medio del PIB, deberá ser mayor a la unidad.

El resultado de su estudio sugiere que la WH será validada netamente solo entre niveles proporcionales del gasto y en la transformación de la estructura industrial y demográfica, todo esto en torno al proceso de urbanización de México.

1.4.4 (Goffman, 1968)(Goffman & Mahar, 1971)

Para (Goffman, 1968) el incremento del desarrollo económico en una economía viene dado por la participación del sector público en la producción.

Desde la perspectiva de (Goffman, 1968) (GOFFMAN & MAHAR, 1971) plantean la ley de Wagner de la siguiente manera.

$$GP = f(\frac{PIB}{N})$$

Donde el Gasto público actúa como la variable dependiente en función del PIB per cápita.

Forma Funcional.

El planteamiento hecho por estos autores no aborda complejos métodos econométricos para su estimación, más bien es una combinación simple de variables y en función de dicha combinación se pretende calcular la elasticidad del Gasto público con relación al PIB per cápita, para tal efecto se procede con una relación lineal:

$$GP = a + b(\frac{PIB}{N})$$

Goffman alude que Wagner en el planteamiento de su ley tenía el pensamiento de que una economía debería crecer al mismo ritmo en la que aumentaría la participación del Estado en la producción. Desde su punto de vista la WH plantea que la elasticidad de la demanda propone que un cambio porcentual del ingreso provoca una alta variación de los gastos. A pesar de lo asimilado Goffman se enfocó esencialmente en la relación entre el Gasto público y el PIB, pero sobre todo en los cambios porcentuales que surgen entre estos e interpretándolos como elasticidades.

En la interpretación de la ley de Wagner dada por (Goffman, 1968) (GOFFMAN & MAHAR, 1971) existen inconvenientes, en primera instancia no consideran la posibilidad de un regresor endógeno que puede ser ocasionada por el problema de

la simultaneidad entre GP y PIB/N. En segundo lugar, pese al argumento de la elasticidad de GP con relación al PIB per cápita, a favor de la relación de GP/PIB, dejan de lado aspectos relevantes relacionados con la elasticidad, tal es el caso, por ejemplo; para que la elasticidad de GP con relación al PIB/N supere a la unidad, su planteamiento lineal requerirá de un intercepto negativo para GP, lo cual conlleva a apreciaciones negativas del GP, dado un reducido nivel del PIB per cápita.

Con la finalidad de probar el planteamiento de Goffman; Goffman y Maher, se han realizado algunos estudios, como el caso de (WAGNER & WEBER, 1977) en el que se analiza el crecimiento del gobierno para 34 naciones en el post periodo de la segunda Guerra Mundial, el resultado de este trabajo no favoreció al planteamiento de los mencionados autores, de la misma manera ocurrió con el trabajo de (Courakis, Moura-Roque, & Tridimas, 1993).

1.4.5 (Musgrave, 1969)

La interpretación de la WH por parte de (MUSGRAVE, 1969), se traduce en una mayor participación del sector público en el ámbito económico, sin embargo este cree que un incremento del presupuesto difícilmente dará lugar a una expansión de la economía.

Para (MUSGRAVE, 1969) la WH, tiene una relación funcional entre la proporción del Gasto público del PIB en función del PIB per cápita, como se expresa a continuación:

$$\frac{GP}{PIB} = f(\frac{PIB}{N})$$

Esta relación propone que la proporción de Gasto público del PIB aumentará en mayor nivel comparado con la renta per cápita.

Forma Funcional

Musgrave canaliza la WH a través de la forma lineal, en la siguiente ecuación:

$$\frac{GP}{PIB} = a + b\left(\frac{PIB}{N}\right)$$

En la expresión anterior el término GP/PIB será una función positiva de PIB/N, esto si verdaderamente el crecimiento económico conlleva al aumento del Gasto público, según lo planteado por Wagner. Sin embargo si el termino GP/PIB es negativo o mayor que uno, este no tendrá un sentido económico. La percepción de la WH por parte de Musgrave se diferencia de las demás, porque en primera instancia en su interpretación no considera niveles absolutos lo cual reduce el problema de la endogeneidad y por otra parte considera una distinción entre los gastos que pueden generar las funciones de defensa y civiles, estableciendo que los gastos de las funciones civiles podrían ser mediadas por medio de la formación de capital público, consumo público y las trasferencias.

En la literatura existen trabajos que han comprobado el planteamiento de Musgrave, en el caso de (MURTHY, 1993) analiza la economía mexicana en el periodo 1950-1980 y el resultado de su estudio valido la versión de Musgrave. Por su parte (ISLAM, 2001) en su trabajo realizado para los EE. UU en el periodo 1929-1996, también los resultados obtenidos validan el planteamiento de Musgrave.

1.5 TEORÍA KEYNESIANA DEL GASTO PÚBLICO

De acuerdo al pensamiento crítico de Keynes la política económica es útil en el ámbito económico para impedir el estancamiento de la economía, tal es el caso por ejemplo de una recesión; esto mediante la aplicación de la política fiscal.

Según el argumento (R., Sandow , & Vane , 2005) la teoría keynesiana se fundamenta en la idea de que el Estado debería intervenir en el medio económico mediante al aumento del Gasto público por un lado, y por otro debería reducir los impuestos, esto con la finalidad de que la demanda agregada aumente en periodos recesivos. Con el aumento de la demanda agregada la economía mejorara, dado

que las empresas incrementaran su producción lo cual genera más fuentes de empleo y esto permitirá mejorar los ingresos de las familias.

El planteamiento de la hipótesis keynesiana establece que un aumento del Gasto público induce a un incremento en la producción por medio de un efecto multiplicador de ingresos. Desde un punto de vista económico no solo la inversión pública conlleva a un crecimiento económico, sino que también se debe tomar en cuenta la inversión privada ya que esta influye directamente en el crecimiento económico real.

De la discordancia entre keynesianos y monetaristas surge el efecto de expulsión, donde Keynes sostiene en contraposición a los monetaristas, que la política monetaria no tiene poder alguno para solventar el crecimiento de la economía en periodos de depresión, esto debido a que la política monetaria depende exclusivamente de la tasa de interés y como es de esperarse cuando una economía atraviesa por esos periodos la tasa de interés es muy cercana a cero. Keynes establece en su teoría que un aumento del Gasto público a más de incrementar la demanda agregada, tendrá un efecto en la demanda de mano de obra y sobre los proveedores de bienes y servicios; por otra parte la reducción de impuestos permitiría tener más ingresos en manos de los consumidores lo que da lugar a impulsar la demanda (Nelson, 2006).

En la teoría de expectativas racionales (Lucas, 1972) hace una crítica a la teoría de Keynes, donde expresa que situaciones relevantes en el ámbito económico no son tomados en cuenta como es el caso de la inflación y el desempleo, en base a esta crítica, los neokeynesianos consideran la rigidez de los precios, los salarios, las expectativas racionales de la empresas y familias y las imperfecciones del mercado todo esto con la finalidad de tener un sustento macroeconómico del Gasto público, sin embargo tales especificaciones no han logrado mantener una estabilidad de la economía (Krugman, 1998).

1.6 EL EFECTO DEL MULTIPLICADOR DEL GASTO PÚBLICO KEYNESIANO EN EL MODELO IS-LM[6].

En la teoría de Keynes, cuando el Estado incrementa el Gasto público, la demanda agregada se incrementará ocasionado un aumento de la producción y con ello un aumento en los ingresos. El incremento inicial de la producción conlleva a una mayor demanda de dinero y esto tiene una repercusión sobre la tasa de interés real que tiende a incrementarse, este incremento ocasiona una reducción de la inversión privada cuya prolongación estará en función de la elasticidad de la inversión respecto a la tasa de interés. El efecto del Gasto público en la producción y el empleo, esencialmente estará reflejado en los cambios que se produzcan en el modelo IS-LM, donde la curva IS simboliza el mercado de bienes y la curva LM representa el equilibrio del mercado monetario real, conjuntamente definen la tasa de interés y el ingreso nacional en el corto plazo, esto cuando el nivel de precios es fijo (Mankiw, 2011).

Suponiendo que la función de consumo tiene la siguiente forma:

$$C = \bar{C} + c(Y + \overline{TR} - tY) \qquad con\ \ c > 0 \tag{1.1}$$

Donde:

$\bar{C} = Consumo\ Autónomo$

$c = Propensión\ Marginal\ a\ Consumir$

$Y = Ingreso\ Total$

$\overline{TR} = Transfeencias\ del\ Gobierno$

$t = Tasa\ de\ Impuestos$

De la ecuación 1.1 el hecho de que $c > 0$ es porque el consumo y el ingreso disponible tienen una relación positiva.

Ahora suponiendo que la inversión tiene la siguiente estructura:

$$I = \bar{I} - bi \qquad con\ b > 0 \tag{1.2}$$

[6] Este apartado toma de referencia a (Cheng, 2015)

Donde:

$\bar{I}$
$= Inversion\ Autónoma\ (independiente\ de\ la\ tasa\ de\ interes\ y\ los\ ingreso)$
$i = Tasa\ de\ interés$
$b = Elaticidad\ dela\ Inversión\ respecto\ a\ la\ tasa\ de\ interés$

La demanda agregada está representada por la unión de las ecuaciones 1.1 y 1.2, de la siguiente forma:

$$DA = C + I + G + XN \qquad (1.3)$$
$$= [\bar{C} + c\overline{TR} + c(1-t)Y] + (\bar{I} - bi) + \bar{G} + \overline{XN}$$
$$= \bar{A} + c - bi$$

Donde $\bar{A} = \bar{C} + c\overline{TR} + \bar{I} + \bar{G} + \overline{XN}$, representa el nivel de gasto autónomo, cumpliéndose así el equilibrio del mercado de bienes, podemos obtener la siguiente estructura:

$$Y = DA = \bar{A} + c(1-t)Y - bi \qquad (1.4)$$

Con la que podemos obtener la forma de la curva IS:

$$i = \frac{\bar{A}}{b} - \frac{[1 - c(1-t)]Y}{b} = \frac{\bar{A}}{b} - \frac{Y}{a_g b} \qquad (1.5)$$

Donde:

$$\frac{1}{a_g b} = Pendiente$$

$$a_g = \frac{1}{1 - c(a-t)} = Multiplicador\ del\ gasto\ del\ Gobierno$$

La pendiente de la curva IS será negativa solo si a_g y b son mayores a cero. En general la pendiente de la curva IS está determinada por el multiplicador del Gasto del gobierno a_g y por la elasticidad de la inversión respecto a la tasa de interés, cuando estos parámetros son bajos, la pendiente de la curva IS se tornara más inclinada. En el caso de que la inversión sea perfectamente elástica a la tasa de interés, la curva IS se comporta de forma vertical, tal comportamiento obedece al caso keynesiano extremo.

La curva LM representa el equilibrio del mercado de capitales, mediante una combinación de la renta y la tasa de interés, donde la demanda de dinero es igual a la oferta en términos reales (Mankiw, 2011).

La demanda de dinero viene representada por la siguiente ecuación:

$$L = kY - hi, \quad con \quad k, h > 0 \tag{1.6}$$

Donde:

$Y = Ingreso\ Real$
$k = Elasticidad\ del\ ingreso\ respecto\ a\ la\ demanda\ de\ dinero$
$i = Tasa\ de\ Interés$
$h = Elasticidad\ de\ demanda\ de\ dinero\ respecto\ a\ la\ tas\ de\ interés$

En el caso de que $k, h > 0$ significa que la demanda real de dinero se relaciona positivamente con el ingreso y de forma negativa con la tasa de interés.

La oferta real de dinero viene representada por el término $\bar{M}/\bar{P}$, en el que $\bar{M}$ es la oferta nominal de dinero expandida por el Banco Central, $\bar{P}$ es el nivel de precio fijo. Keynes llamo a la demanda de dinero, la preferencia de la liquidez (L). Por lo tanto, la curva LM surge a partir del equilibrio entre la oferta y demanda de dinero.

$$i = \frac{1}{h}\left[kY - \frac{\bar{M}}{P}\right] \tag{1.7}$$

La intersección entre las curvas IS y LM la podemos obtener a partir de la igualación de las ecuaciones (1.5) y (1.7), las cuales representan al mercado de bienes y el mercado de capitales respectivamente, tras realizar esta igualación tenemos:

$$\frac{\bar{A}}{b} - \frac{Y}{a_g b} = \frac{1}{h}\left[kY - \frac{\bar{M}}{P}\right] \tag{1.8}$$

De la expresión anterior despejamos Y, y obtenemos la siguiente expresión:

$$Y = a_G\left\{\bar{A} - \frac{b}{h}\left[kY - \frac{\bar{M}}{P}\right]\right\}$$

En términos más reducidos tenemos:

$$Y = \gamma\bar{A} + \gamma\left[\frac{b}{h}\frac{\bar{M}}{P}\right] \qquad (1.9)$$

Donde

$\gamma = \frac{a_g}{1+ka_g\frac{b}{h}}$

$\bar{A} = \bar{C} + c\overline{TR} + \bar{I} + \bar{G} + \overline{XN}.$

Si de la expresión anterior diferenciamos Y con respecto a G ; $(\Delta Y/\Delta G)$ obtenemos:

$$\gamma = \frac{a_g}{1 + ka_g\frac{b}{h}} \qquad (1.10)$$

El cual representa el multiplicador de equilibrio de la política fiscal, es decir el cambio que se produce en el ingreso nacional dado un cambio en el gasto del gobierno, esto entorno a una oferta de dinero constante. Este multiplicador difiere del multiplicador del gasto de gobierno (a_g) debido a que este último considera el efecto que se genera en el Gasto público en relación a la tasa de interés. El multiplicador de política fiscal asume que no existe variación en la tasa de interés dados cambios en los ingresos, lo cual provoca que este sea menor que el multiplicador inicial del gasto público, esto por la siguiente razón:

$$a_g = \frac{1}{1 - c(1-t)} > 0 \quad \text{y} \quad \gamma = \frac{a_g}{1 + ka_g\frac{b}{h}} < 1$$

Teniendo un aumento del producto en el nuevo equilibrio tenemos:

$$\Delta Y = Y'_0 - Y_o = \gamma\Delta G = \frac{a_g}{1 + ka_g\frac{b}{h}}\Delta G \qquad (1.11)$$

Y el efecto crowding-out[7] sería:

$$Y''_o - Y'_o = (a_g - \gamma)\Delta G = \left[a_g - \frac{a_g}{1 + k a_g \frac{b}{h}}\right]\Delta G > 0 \qquad (1.12)$$

Como se puede observar el efecto crowding-out depende esencialmente de:

$a_g = Multilpicador\ del\ Gasto\ Público$

$k =$
$Eslasticidad\ de\ la\ demanda\ real\ de\ dinero\ con\ respecto\ al\ nivel\ de\ ingresos$

$h = Eslasticidad\ de\ la\ demanda\ real\ de\ dinero\ con\ respecto\ a\ las$
$tasas\ de\ interés$

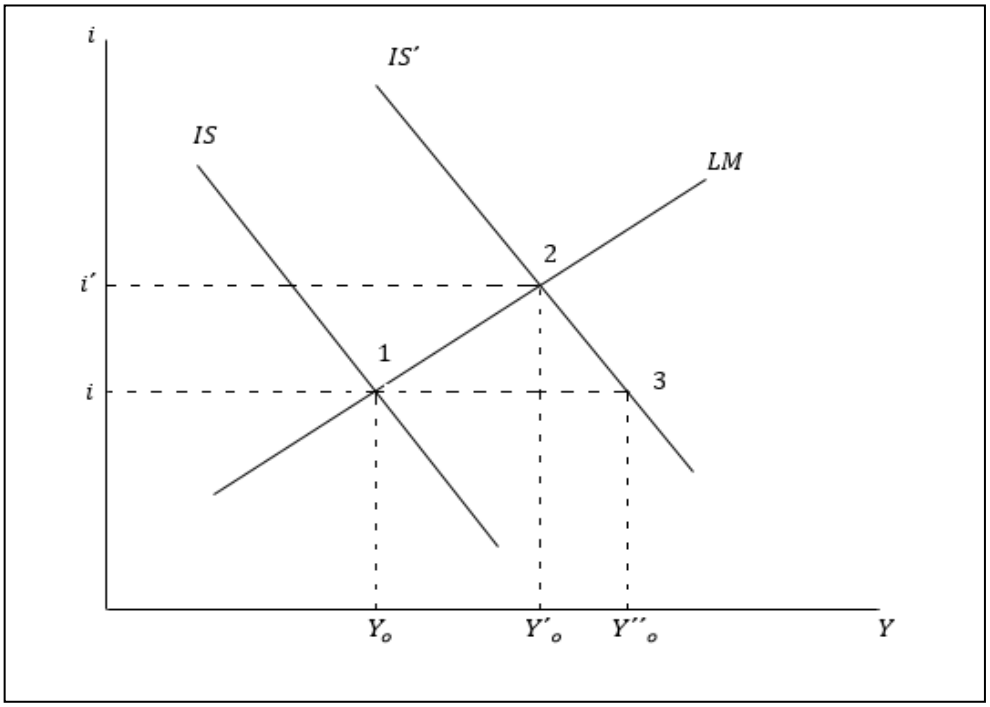
$b = Elasticidad\ de\ la\ inversión\ con\ respecto\ a\ las\ tasas\ de\ interés$

Si los parámetros descritos anteriormente se incrementan, el resultado se verá reflejado en un mayor efecto crowding-out.

La Gráfico 1.1 nos ayudara a entender de forma más clara la repercusión que tiene el incremento del Gasto público de acuerdo a la teoría keynesiana en el modelo IS-LM, representado por medio de las ecuaciones (1.11) y (1.12).

[7] Termino para referirse al "efecto expulsión", que hace referencia al crecimiento del gasto público que provoca una disminución de la inversión privada. Desde otra perspectiva lo podemos conceptualizar como la reducción de la inversión privada tras el endeudamiento público.

Gráfico 1.1. Efectos de una expansión del Gasto Público en el modelo IS-LM



La economía se encuentra en equilibrio cuando IS=LM, esto ocurre en el punto 1 de la gráfica 1.1, ahora cuando el gobierno incrementa el Gasto público la curva IS tiende a desplazarse hacia la derecha IS´ por lo que se genera un nuevo punto de equilibrio en el punto 3, como consecuencia del incremento del gasto, la producción también se verá incrementada pasando de Y_o a Y''_o, por otro lado la tasa de interés también se verá incrementada, pasando de i a i', esto tras el aumento del gasto, el incremento de la tasa de interés tiene una repercusión negativa en la economía debido a que la inversión privada tiende a reducirse, esto provoca un nuevo punto de equilibrio el punto 2, en el que se puede observar un reducción en la producción Y'_o, al cual se lo conoce como el efecto crowding-out, representado por la ecuación (1.12).

1.7 DISCREPANCIAS ENTRE LA LEY DE WAGNER Y LA HIPÓTESIS DE KEYNES

Ley de Wagner, tomando como base la línea clásica de la economía[8], establece que el crecimiento económico influye positivamente sobre el crecimiento del gasto público, interpretación contraria a la de Keynes, quien asume que la política fiscal a través del Gasto público o impuestos afecta a la demanda agregada directamente, lo cual podía influir en el nivel de producción de una manera más rápida y fiable que la política monetaria ya que las variaciones en las tasas de interés tenían un efecto mínimo sobre la demanda y la producción, debido a que la curva IS era muy inclinada (Blanchard & Perez, 2012), lo cual sirvió de argumento a los economistas keynesianos para defender la teoría de que un estímulo fiscal de tipo keynesiano es necesaria para mitigar las recesiones existentes en diferentes periodos (Arestis, 2011) (Philip Arestis 2011).

1.8 LITERATURA EMPÍRICA

Con la finalidad de corroborar las hipótesis planteadas tanto por Wagner y Keynes han surgido varios estudios empíricos.

Para que se cumpla la ley de Wagner, (Comin, Fuentes, & Revuelta, 2009) plantean que las series en estudio deberán mostrar una relación de largo plazo, para que la causalidad sea del PIB hacia el Gasto público y finalmente la elasticidad en el largo plazo deberá ser mayor que la unidad, en caso de no darse lo predicho se aceptara la hipótesis planteada por Keynes. En su estudio realizado para los países de Argentina, Brasil, España y México afirman que la ley de Wagner se cumple en dichas economías, la explicación de esto se centra

[8] La economía tradicional, considera que la participación de gobierno tiene que ser mínima y que por ninguna razón puede sustituir a los mecanismos de mercado. Este debate sobre las funciones que debe cumplir un gobierno en la sociedad se presenta en (Daniel & Stanislaw, 2002).

esencialmente sobre el tamaño del sector público, es decir cuando este es reducido no tiene una influencia directa en el desarrollo de la producción. En el caso de Argentina, Brasil y México, el sector público es reducido en comparación con España, por lo tanto, los autores llegan a la conclusión que los factores que ayudan a la expansión del sector público en el camino de la industrialización son más relevantes que aquellos que actúan en sentido contrario.

En un estudio realizado para 23 economías de la OCDE por (Lamartina & Zaghini, 2008) evalúan en primera instancia la existencia de una relación de largo plazo entre el gasto del gobierno y el PIB, encontrado que estas series son cointegradas de orden uno. Posteriormente plantean un modelo ARDL (General Autoregressive Distributed Lags) el cual es calculado mediante el método Pooled. El resultado del estudio mostro que la elasticidad en el largo plazo era igual en todos los países, lo cual implica la existencia de un desarrollo común entre países, además de la validación de la ley de Wagner. El termino cointegrado del modelo ARDL asociado al Gasto público y al PIB, es estadísticamente mayor que uno, lo cual corrobora una vez más la ley de Wagner.

En el trabajo realizado por (ISLAM, 2001) se comprueba la hipótesis de Wagner para USA utilizando datos de series anuales para el periodo 1929-1996. Por medio de los test de cointegraciòn y exogeneidad de Johansen- Juseluis, encuentra evidencia de la existencia de un equilibrio de largo plazo entre el ingreso real per cápita y el tamaño relativo del gobierno. Además, se comprobó que el coeficiente asociado a la elasticidad del ingreso real per cápita era superior a cero tal y como lo plantea la hipótesis de Wagner, demostrando así que se cumple la ley de Wagner para USA.

(Husnain, 2011) Analiza la relación del Gasto público y el crecimiento del PIB per cápita para Pakistán, la India y Sri Lanka para el periodo 1975-2009., haciendo uso del test de cointegración de Engel Granger así como también la prueba de causalidad de Granger. A pesar de que estos países tienen características similares los resultados obtenidos varían significativamente entre

estos. En Pakistán los resultados muestran que existe una relación de largo plazo entre el Gasto público y el PIB per cápita, y como consecuencia se denota que el desarrollo económico es el factor principal del crecimiento del Gasto público y viceversa. Para el caso de la India los resultados dan evidencia de que no existe un factor de cointegración entre el Gasto público y el PIB per cápita, es decir no existe una relación de largo plazo entre estas dos variables. Finalmente, para Sri Lanka existe evidencia de un factor de cointegración, en otras palabras, hay una relación de largo plazo entre estas series. La aplicación del mecanismo de corrección de errores (ECM) revela que la relación entre el Gasto público y el PIB per cápita, están de lado de la ley de Wagner más no de la de Keynes.

En un estudio para México realizado por (Rodríguez, Venegas-Martínez, & Lima) evalúan la ley de Wagner versus Keynes, entre 1950-2009, usando la técnica de vectores autorregresivos de cointegración y el test de causalidad de Granger en las series del Gasto público y el crecimiento económico. Para el análisis del tema en mención separan al periodo en dos etapas; la primera, de 1950-1981 considerado como el periodo de desarrollo estabilizador; la segunda, de 1982-2009, etapa de ajuste económico. Demuestran que ambas series se encuentran cointegradas a largo plazo. En cuanto a la causalidad de estas variables, los resultados obtenidos muestran evidencia de la presencia de la ley de Wagner, esto tras el cumplimiento de las condiciones planteadas en la teoría, donde el parámetro de la pendiente en ambas variables favorece al cumplimiento de la hipótesis nula de ser igual a la unidad, esto para dos de las tres especificaciones. De esta forma los autores validan la ley de Wagner, de que le crecimiento económico causa el Gasto público en México.

Para (Mota, 2016) tras su estudio realizado para la economía mexicana en el periodo 1980-2012, sostiene que el Gasto público no es un factor complementario de la inversión privada, lo cual quiere decir que el Gasto público ya sea destinado al capital humano o a la inversión física, no tiene ninguna repercusión sobre el crecimiento económico. Según este autor el gasto público es utilizado inequívocamente para financiar el consumo público y privado, desde su punto de

vista sugiere que este debería ser destinado exclusivamente a la inversión en infraestructuras económicas y sociales, por lo tanto, las decisiones tomadas en el ámbito de la política económica deberían estar enfocadas en saber destinar los recursos adecuadamente, más no preocuparse en cuanto se gasta. El implantar políticas relacionadas con la distribución de recursos exige estrategias encaminadas a obtener respuestas productivas con la finalidad de recuperar la inversión por medio de ingresos tributarios, los cuales serán lucrativos para financiar proyectos a futuro, sin la necesidad de recurrir a reducir servicios vitales de una sociedad.

Entre otros estudios relacionados al tema tenemos a (Rodríguez, Aguilera, & Granados, 2013), (Oxley, 1994), (Ansari, Gordon, & Akuamoah, 1997), (Chang, 2002), (Kolluri, Panik, & Wahab, 2000), (Narayan, Prasad, & Singh, 2008), en los que los resultados favorecen al cumplimento de la ley de Wagner.

1.9 EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE LOS PAÍSES DE LA REGIÓN ANDINA EN LOS ÚLTIMOS 31 AÑOS: HECHOS ESTILIZADOS

La Comunidad Andina (CAN) tiene como objetivo primordial favorecer al desarrollo de los países miembros a través del incremento del comercio y la armonización de políticas. La CAN surge en el mes de mayo del 1969, en el que Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Perú firman el acuerdo de Cartagena; consecutivamente Venezuela forma parte de la comunidad en el año 1974; dos años más tarde Chile se retira y en el año 2006 Venezuela.

La CAN está articulada al Sistema Andino de Integración (SAI), el cual permite que esta funcione exactamente como lo hace un Estado. La Secretaria General está al cargo de la administración y coordinación del proceso de integración, mientras que el Tribunal Andino de Justicia controla los procesos legales de los organismos e instituciones.

El Parlamento Andino está conformado por 20 parlamentarios, cinco representantes por cada país, quienes son elegidos a través de voto popular. Por medio del parlamento el pueblo andino está representado con voz y voto a través de sus representantes.

Entre los múltiples objetivos de la CAN, podemos destacar: el promover un desarrollo equilibrado y armónico de sus países miembros sustentado en la equidad, generación de empleo vinculado con el crecimiento económico, reducir la vulnerabilidad de los países miembros con el fin de lograr una mejor posición económica de estos a nivel internacional.

Los cuatro países vigentes de la CAN Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú, están vinculados por compartir características similares en torno al mismo pasado, la diversidad cultural y natural y por lo más relevante compartir objetivos y metas en común. Para estos países[9] pasamos a revisar la evolución del Gasto público y el crecimiento económico para el periodo 1985-2015 en base a la información provista por el Banco Mundial. Para el Gasto público hemos considerado la variable Gasto de consumo final del gobierno general[10] en términos constantes con año base 2010 y de igual forma el PIB a precios de mercado en términos constantes con año base 2010.

1.9.1 BOLIVIA

La república de Bolivia tiene una extensión de 1´098,580Km2, cuya capital es la ciudad de la Paz, geográficamente está dividida en 9 departamentos con una población de 10´991.816 habitantes, la tasa de crecimiento poblacional en lo que va del año 2017 es de 1.56%. En la actualidad el presidente es Evo Morales, cuyo mandato lo asumió mediante voto popular para un periodo de 5 años.

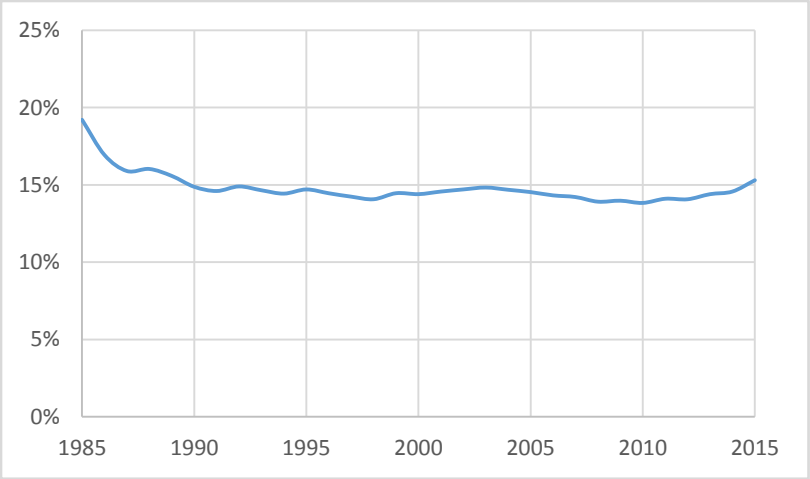
[9] En el caso especial de Bolivia la base de datos del Banco Mundial no provee información para el último año del periodo en análisis por lo que el dato ha sido tomado de la CEPAL.

[10] De acuerdo a la definición del Banco Mundial "El gasto de consumo final del Gobierno general (anteriormente, consumo de Gobierno general) incluye todos los gastos corrientes para la adquisición de bienes y servicios (incluida la remuneración de los empleados). También comprende la mayor parte del gasto en defensa y seguridad nacional, pero no incluye los gastos militares del Gobierno que forman parte de la formación de capital del Gobierno".

La economía boliviana se sustenta principalmente en la extracción y exportación de materias primas, de entre ellas sobresalen la minería y el gas natural por parte del sector primario. En el sector secundario se destaca la industria de la cerveza, lácteos, automotriz, textiles y cemento.

El Gasto público como porcentaje del PIB para Bolivia se muestra en el Gráfico 1.2, el valor medio de este indicador durante el periodo analizado fue de 14.82% con un mínimo de 13.83% correspondiente al año 2010 y un máximo de 19.21% en el año 1985.

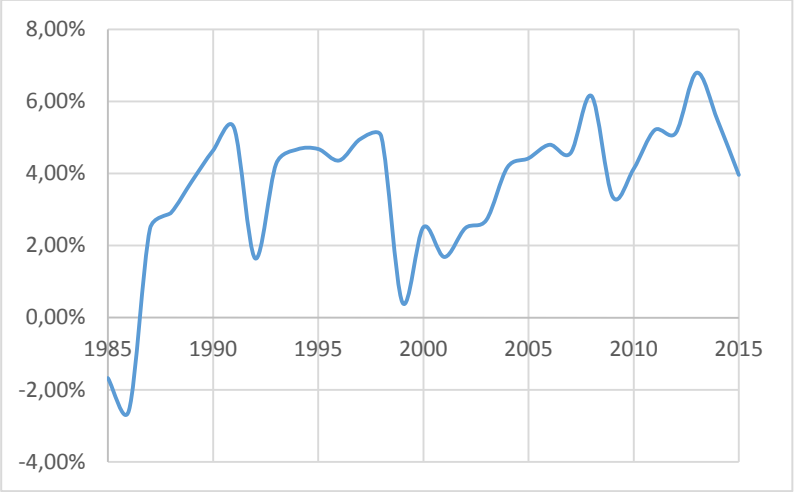
Gráfico 1.2 Gasto Público Bolivia (%PIB)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

En cuanto al crecimiento económico (Gráfico 1.3), Bolivia presenta un crecimiento medio de 3.62% en el periodo de análisis con un decrecimiento de la economía de 2.57% en 1986 y un crecimiento máximo de 6.80% correspondiente al año 2013.

Gráfico 1.3 Crecimiento Económico de Bolivia
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

Para el año 2016 Bolivia tuvo una tasa de crecimiento interanual de 4.4%, y según predicciones del equipo investigativo de (Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA), s.f.) en el año 2017 Bolivia tendrá una tasa de crecimiento económico interanual de 3,8%.

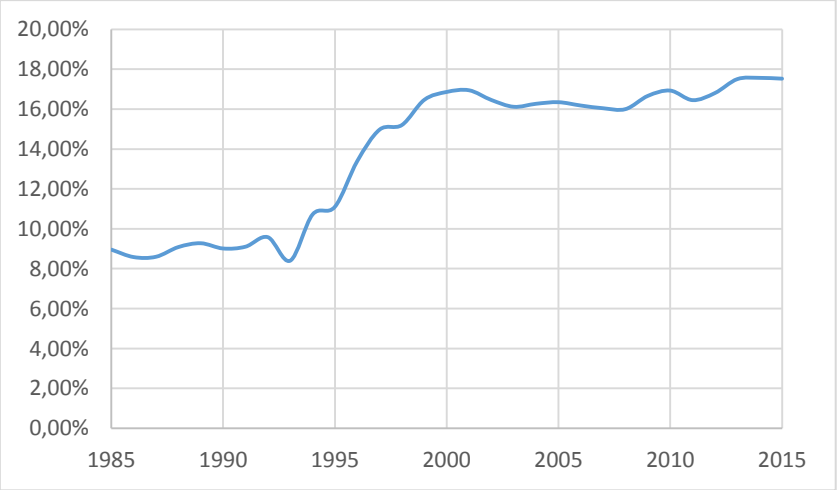
1.9.2 Colombia

La república de Colombia tiene una superficie de 1´138,910 miles de km2, cuya capital es Bogotá. Colombia se divide en 32 departamentos y el distrito capital, con una población de 48’ 994.669 habitantes en lo que va del año 2017 y una tasa de crecimiento poblacional de 0.98%. Actualmente su presidente es Juan Manuel Santos quien asumió el cargo desde el 7 de agosto del 2010.

La economía de Colombia se sustenta en la producción de bienes primarios para la exportación. Dentro del sector primario sobresale la agricultura, el café y la ganadería, mientras que en el sector secundario su mayor representante es la industria textil, automotriz, química y petroquímica.

El Gasto público en la economía colombiana como porcentaje del PIB se muestra en el Gráfico 1.4, este indicador muestra que valor medio durante el periodo en mención fue de 13.84% con un mínimo de 8.40% en al año 1993 y un máximo de 17.57% correspondiente al año 2014.

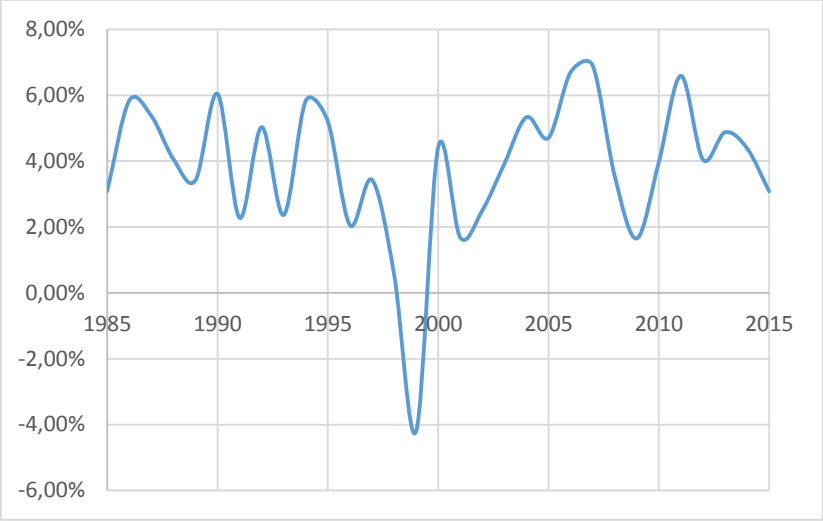
Grafico 1.4 Gasto Público Colombia (% PIB)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

Por su parte el crecimiento económico presenta variaciones significativas a lo largo del periodo en estudio (Gráfico 1.5), con un valor medio de crecimiento de 3.83%, un decrecimiento de 4.20% en 1999 el mayor registrado en los últimos años y un crecimiento máximo de 6.90% en el año 2007. En el año 2016 Colombia tuvo una tasa interanual de crecimiento económico de 1.1%, y según predicciones del equipo investigativo de (Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA), s.f.) la tasa interanual de crecimiento económico para el año 2017 será de 2,9%.

Gráfico 1.5 Crecimiento Económico de Colombia
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

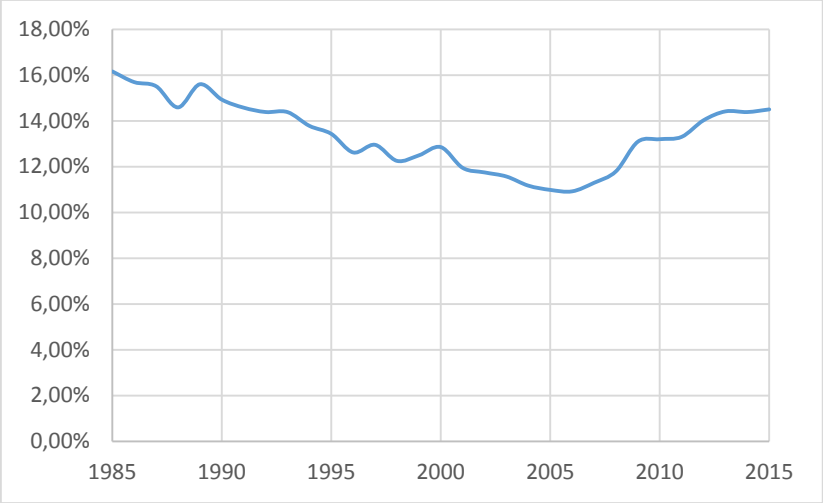
1.9.3 Ecuador

La República del Ecuador tiene una superficie 283.561 km2, cuya capital es la Ciudad de Quito, geográficamente se divide en 24 provincias con una población de 16'546.314 de habitantes correspondientes en lo que va del 2017 y una tasa de crecimiento poblacional de 1,56%. En la actualidad el presidente es Rafael Correa elegido mediante voto popular. Las ciudades más importantes son Quito, Guayaquil y Cuenca.

La economía ecuatoriana se sustenta en la producción y exportación del banano, café y cacao, pero sin embargo su principal fuente de ingreso es el petróleo, además de la producción de bienes textiles y manufacturados.

El Gasto público como porcentaje del PIB en el periodo de análisis presento un valor medio de 13.37%, un valor minino de 10.92% en el 2006 y un valor máximo de 16.16% correspondiente al año 1985. (Gráfico 1.6)

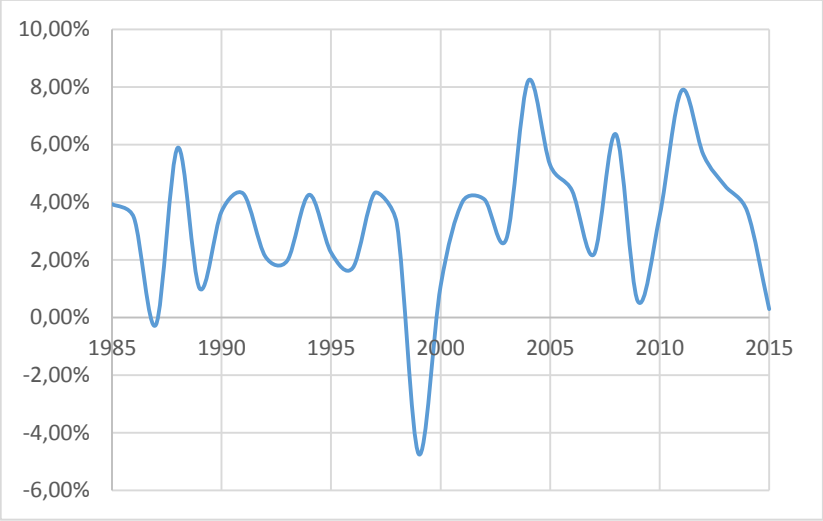
Gráfico 1.6 Gasto Público de Ecuador (%PIB)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El crecimiento económico a lo largo del periodo se muestra en el Gráfico 1.7, con un valor medio de crecimiento de 3.28%, un decrecimiento de 4.74% en 1999, el mayor decrecimiento durante el periodo analizado como consecuencia de la dolarización y el cierre del sistema financiero, lo que provoco inestabilidad en la economía del país, este efecto negativo se vio reflejado en un incremento de la desigualdad, elevadas tasas de desempleo y pobreza; y un crecimiento máximo de 8.21% en el año 2004, para el año 2016 la tasa de crecimiento económico interanual para el Ecuador fue de 0,6% esto como resultado de la caída de los precios del petróleo y el terremoto que se dio en las parroquias de Pedernales y Cojimíes el 16 de abril y se predice que la tasa de crecimiento económico interanual para el 2017 sea de -1,2% según el equipo investigador de (Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA), s.f.).

Gráfico 1.7 Crecimiento Económico de Ecuador
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

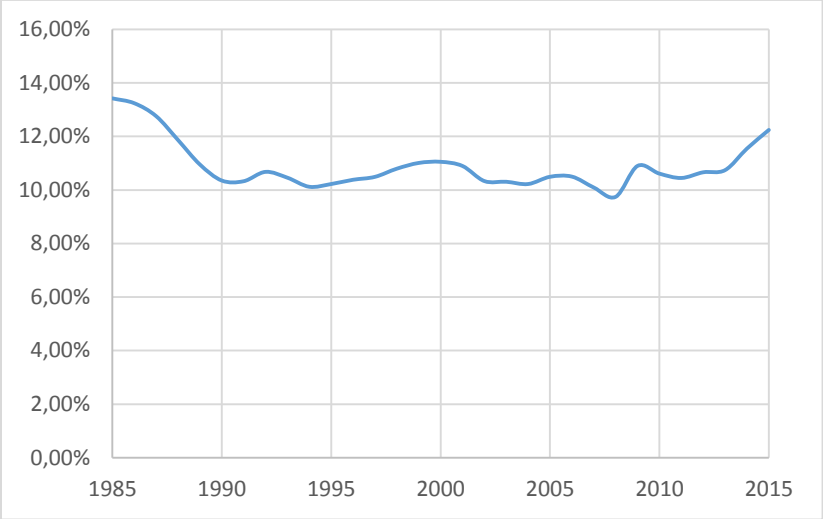
1.9.4 Perú

La República del Perú tiene una superficie de 1´285 216,20 km2, cuya capital es la ciudad de Lima, geográficamente está dividido en 24 departamentos y una provincia constitucional, con una población total de 32’035.943 habitantes y una tasa de crecimiento poblacional de 1,32% en lo que va del año 2017. Su actual presidente es Pedro Pablo Kuczynski, quien asumió el poder el 28 de julio de 2016.

La economía del Perú se basa en la producción de los sectores: minero, agrícola, pesquero y textil. Teniendo como principal producto de exportación la plata y estaño, además del plomo, zinc, cobre y oro.

El Gasto público como porcentaje del PIB se puede observar en el Gráfico 1.8. Para el Perú el valor medio de este indicador se sitúa en 10.90%, con un valor mínimo de 9.74% en el año 2008 y un valor máximo de 13.42% que corresponde al año 1985.

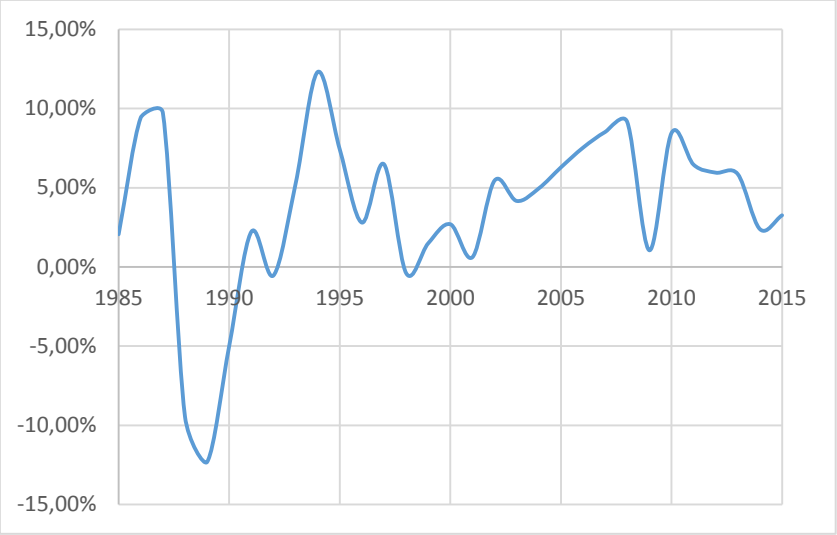
Gráfico 1.8 Gasto Público del Perú (%PIB)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El crecimiento económico en el Perú presenta variaciones significativas a lo largo del periodo en análisis tal como se observa en el Gráfico 1.9, con un crecimiento medio de 3.69%, un decrecimiento de 12.31% en 1989 el más grande ocasionado como consecuencia de la inflación, y un mayor crecimiento de 12.31% en al año 1994, en el año 2016 Perú terminó con una tasa de crecimiento económico interanual de 4,4% y según proyecciones del equipo investigativo (Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA), s.f.) para el 2017 Perú tendrá una tasa de crecimiento económico interanual de 3,9%.

Gráfico 1.9 Crecimiento Económico del Perú
Periodo 1985-2015



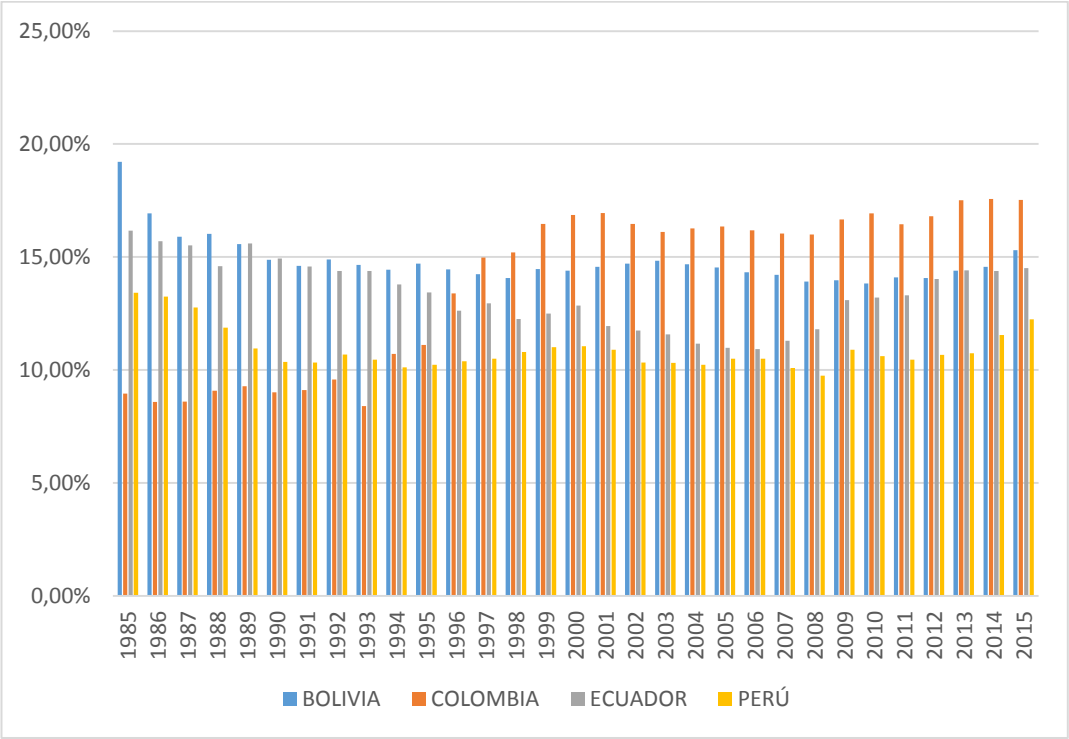
Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

1.10 COMPARACIÓN DEL TAMAÑO DEL GASTO PUBLICO COMO PORCENTAJE DEL PIB DE LOS PAÍSES DE LA CAN

Más allá de las discrepancias de la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico, una economía se mide por el bienestar de la población. A pesar de la incertidumbre de la aplicación de medidas políticas por parte del Estado, la CAN dentro de sus principios orientadores impulsa el desarrollo del mercado y el comercio, con el fin de generar nuevas oportunidades de inclusión económica.

En el periodo de análisis correspondiente a nuestra investigación (1985-2015) y tomando en consideración la cuantía del gasto público como porcentaje del PIB que el gobierno de cada uno de los países miembros de la CAN ha realizado se puede distinguirse el comportamiento del Gasto público en el Gráfico 1.10, donde durante el periodo 1985-1996 Bolivia presenta la mayor inversión en Gasto público en comparación con los demás países, mientras que durante el periodo 1997-2015 sobresale Colombia.

Gráfico 1.10. Comparación del Tamaño del Gasto Público como porcentaje del PIB para los Países de la CAN



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

CAPÍTULO II: ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO PARA CADA PAÍS DE LA CAN MEDIANTE EL MODELO VAR

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

2.1 RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Un factor determinante del bienestar económico y de la renta per cápita en una economía es la política fiscal y en función de esta y la estructura fiscal la autoridad económica destina recursos encaminados a financiar el sector público.

El crecimiento económico puede estar relacionado tanto positiva como negativamente con el Gasto público. El efecto de una relación positiva se puede ver reflejado en un incremento de la infraestructura física y el capital humano, sin embargo, se sabe que se está incidiendo en un costo de oportunidad al designar recursos a la economía, por esta razón es fundamental que exista un nivel óptimo del Gasto público. Según el argumento de (Tanzi & Zee, 1997) la composición del Gasto público es mucho más relevante que el volumen. La eficiencia del Gasto público puede ocasionar un efecto distorsionador tanto en el sistema de precios como en la dinámica de la economía, esto debido a que se está incurriendo en un costo al desviar recursos lucrativos y como consecuencia de dicho efecto se genera una relación negativa entre el tamaño de sector público y el crecimiento económico.

Este razonamiento sigue la línea de la Ley de Keynes, la cual establece que el Gasto público explica el comportamiento del PIB, pero estos argumentos quedarían sin validez si la línea de causalidad siguiera la Ley de Wagner, ya que la economía no se vería beneficiada ni por un nivel ni una composición óptima del Gasto público, lo cual implicaría que la política económica del país no se debe enfocar en incentivar el Gasto público por medio de una política fiscal expansiva, si no que los esfuerzos de la autoridad económica deberían estar dirigidos a promover el crecimiento económico, el cual permitiría elevar el nivel de Gasto público e incentivar la demanda en el país. Debido a estas premisas, es importante obtener evidencia empírica que contraste la línea de causalidad entre el Crecimiento Económico y el Gasto público.

Con el fin de determinar la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico para los países de la Comunidad Andina, nos centraremos en las cinco interpretaciones de la ley de Wagner mencionadas en el capítulo I que expresadas matemáticamente se representan de la siguiente forma:

$$\ln = a + BlnY \quad (\,Peacock\ y\ Wiseman) \tag{2. 1}$$

$$\ln G = a + Bln\frac{Y}{N} \quad (Goffman\,) \tag{2. 2}$$

$$\ln\frac{G}{Y} = a + BlnY \quad (\text{Mann}) \tag{2. 3}$$

$$\ln\frac{G}{Y} = a + Bln\frac{Y}{N} \quad (\text{Musgrave}) \tag{2. 4}$$

$$\ln\frac{G}{N} = a + Bln\frac{Y}{N} \quad (\text{Gupta}) \tag{2. 5}$$

De las ecuaciones anteriores las variables involucradas en el estudio son las correspondientes al Gasto real del gobierno (G), PIB real (Y), PIB per cápita real ($\frac{Y}{N}$), Gasto real del gobierno por habitante ($\frac{G}{Y}$) y la proporción del Gasto real sobre el PIB, cuyos datos están medidos en términos constantes con año base 2010 y se han obtenido de las estadísticas reportadas por el Banco mundial.

2.2 CLASIFICACIÓN DESCRIPTIVA DE LAS SERIES TEMPORALES

El análisis de series de tiempo univariante es un tema de análisis muy importante, los nuevos desarrollos en este campo de estudio dedican parcialmente su atención a la investigación de series no estacionarias y al impacto de dicha falta de estacionariedad sobre los procedimientos de estimación. Por este motivo se hace necesario contrastar la estacionariedad, utilizando la literatura existente en torno a los contrastes de raíz unitaria. Las series temporales se clasifican en estacionarias y no estacionarias.

- Una serie es estacionaria cuando es estable a lo largo del tiempo, es decir, cuando la media y varianza son constantes en el tiempo. Cuando la función de probabilidad conjunta de todas las observaciones no varía con el tiempo se la conoce como una estacionariedad fuerte o estricta, por otro lado, una estacionariedad débil en un proceso estocástico se presenta cuando su media y varianza son constantes en el tiempo y su covarianza dependerá exclusivamente de la distancia o rezagos entre las observaciones, esto en teoría econométrica sobre las series de tiempo.

  Se debe tener en cuenta que si se trabaja con series no estacionarias las diferentes pruebas estadísticas no serán confiables, tal es el caso por ejemplo de la prueba t, el coeficiente de determinación y la prueba de significancia global, esto debido a que se estaría incurriendo en un error de tipo II, es decir la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula aun cuando esta sea incorrecta será mayor al nivel deseado y obtendríamos resultados espurios que no reflejan el comportamiento real de las variables en el tiempo.
- En cuanto a las series no estacionarias la tendencia o variabilidad cambian en el tiempo. Las variaciones en la media establecen una tendencia ya sea creciente o decreciente en el largo plazo, por lo tanto, la serie no oscila alrededor de un valor constante.

2.3 PROCESOS ESTOCÁSTICOS

Desde un punto de vista intuitivo, un proceso estocástico se describe como una secuencia de datos que evolucionan en el tiempo.

2.3.1 Proceso Estocástico Estacionario

Un proceso estocástico estacionario presenta una media y varianza constantes en el tiempo y la covarianza depende solamente de la distancia o rezagos entre dos periodos de tiempo más no del momento en que se haya calculado la covarianza. En otras palabras, un proceso estocástico estacionario se lo conoce como un proceso estocástico débilmente estacionario. Un claro ejemplo de este tipo de procesos es el proceso ruido blanco el cual tiene las características descritas anteriormente, es decir:

$$Media: \qquad E(Y_t) = \mu$$

$$Varianza: \qquad var((Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$Covarianza: \qquad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

2.4 SERIES ESTACIONARIAS EN DIFERENCIAS Y EN TENDENCIA

La diferencia entre un proceso estacionario y no estacionario es fundamental porque nos permite determinar la tendencia de las series de tiempo es decir si esta es determinística o estocástica. Una tendencia determinística se lo reconoce si la tendencia de una serie de tiempo es fácilmente predecible y no variable, en caso contrario estaremos frente a una tendencia estocástica.

Con la finalidad de citar algunos modelos partiremos de la siguiente ecuación de serie de tiempo:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \qquad (2.6)$$

Donde u_t es el término de error ruido blanco y t esta medida cronológicamente.

2.4.1 Caminata Aleatoria Pura

Nos encontremos frente a este modelo si la ecuación (2.6), toma los siguientes valores: $\beta_1 = 0,\ \beta_2 = 0,\ \beta_3 = 1$, de forma que:

$$Y_t = \beta_3 Y_{t-1} + u_t \qquad (2.\ 7)$$

Por su estructura la ecuación anterior representa un MCA[11] sin variaciones, y este tipo de modelo se caracteriza por ser no estacionario, sin embargo como se había denotado anteriormente el por qué no es factible trabajar con series no estacionarias se puede convertir este modelo en estacionario diferenciándolo, por lo tanto, obteniendo la primera diferencia tenemos:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \qquad (2.\ 8)$$

De esta manera se convierte en estacionaria (el símbolo Δ denota la serie en diferencias). Por lo tanto, un MCA sin variaciones es una serie estacionaria en diferencias.

2.4.2 Caminata Aleatoria con Variaciones

Si de la ecuación (2.6) toma los valores: $\beta_1 \neq 0,\ \beta_2 = 0,\ \beta_3 = 1$, tenemos:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \qquad (2.\ 9)$$

Entonces tenemos un modelo de caminata aleatoria con variaciones o conocido también como un modelo de caminata aleatoria con deriva no estacionario. Para convertirlo en estacionario se diferencia, por lo tanto:

$$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t = \beta_1 + u_t \qquad (2.\ 10)$$

De la ecuación anterior podemos denotar que el modelo de caminata aleatoria con variaciones es estacionario en diferencias.

[11] Modelo de Caminata Aleatoria (MCA) conocido también como Random Walk, es una serie de tiempo de carácter no estacionaria.

2.4.3 Tendencia Determinística

De la ecuación (2.6) asumimos los valores de: $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$, $\beta_3 = 0$, se obtiene

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \qquad (2.\ 11)$$

Donde se denomina proceso estacionario de tendencia, a pesar de que la media[12] de Y_t no es constante, su varianza si lo es. Conocidos los valores de β_1 y β_2 se puede obtener el valor de la media, entonces si se resta la media de Y_t de Y_t obtenemos una serie estacionara, a este procedimiento se lo conoce como supresión de tendencia.

2.4.4 Caminata Aleatoria con Variaciones y Tendencia Determinística

Si en la ecuación (2.6), toma los valores: $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$, $\beta_3 = 1$, obtenemos

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + Y_{t-1} + u_t \qquad (2.\ 12)$$

Obteniendo la primera diferencia tenemos:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \qquad (2.\ 13)$$

Por lo tanto, la ecuación anterior representa un modelo de caminata aleatoria con variaciones y tendencia determinística, es decir representa una serie estacionaria en tendencia.

2.5 TÉCNICAS VISUALES PARA LA DETECCIÓN DE ESTACIONARIEDAD

En la práctica se pueden encontrar dos métodos gráficos para detectar si una serie de tiempo es estacionaria o no. La primera se trata de observar el comportamiento

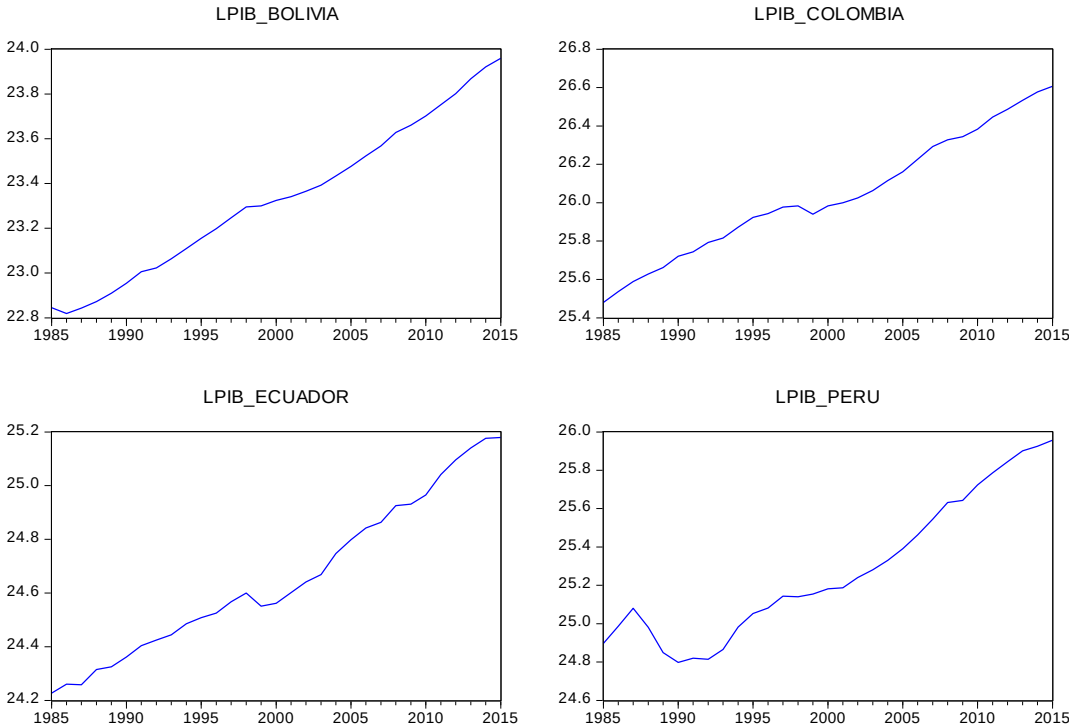
[12] La media de Y_t esta dad por $\beta_1 + \beta_2 t$

gráfico de la serie y determinar si es no estacionaria en tendencia o no estacionaria estocástica, mientras que el segundo método se basa en la gráfica de la función de autocorrelación.

2.5.1 Método Gráfico

El Gráfico 2.1 muestra el comportamiento del PIB real para los cuatro países miembros de la CAN, el cual esta expresado en logaritmos con la finalidad de reducir la escala de valores y lograr obtener series comparativas entre países. Como se aprecia en dicha grafica Bolivia, Colombia y Ecuador presentan una tendencia determinística a excepción de Perú que muestra un comportamiento estocástico, lo cual es evidencia de que las series son no estacionarias debido a que los momentos (media, varianza) de su distribución difieren en el tiempo.

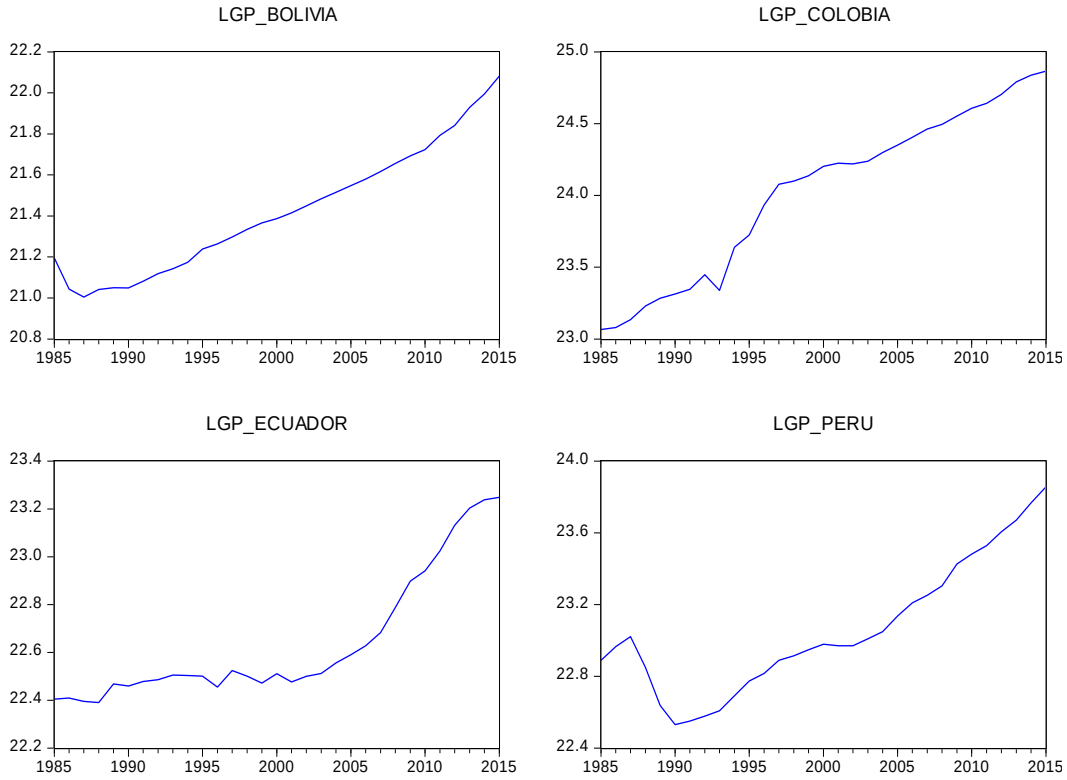
Gráfico 2.1 Log (PIB Real)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El comportamiento del Gasto público real se puede apreciar en el Gráfico 2.2, donde Colombia, Ecuador y Perú presentan un comportamiento estocástico, mientras que Bolivia muestra una tendencia determinística, al igual que en el caso del PIB real el momento de cada una de las distribuciones varia en el tiempo, por lo que se puede afirmar que las series son de carácter no estacionarias.

Gráfico 2.2 Log (Gasto Público)
Periodo 1985-2015

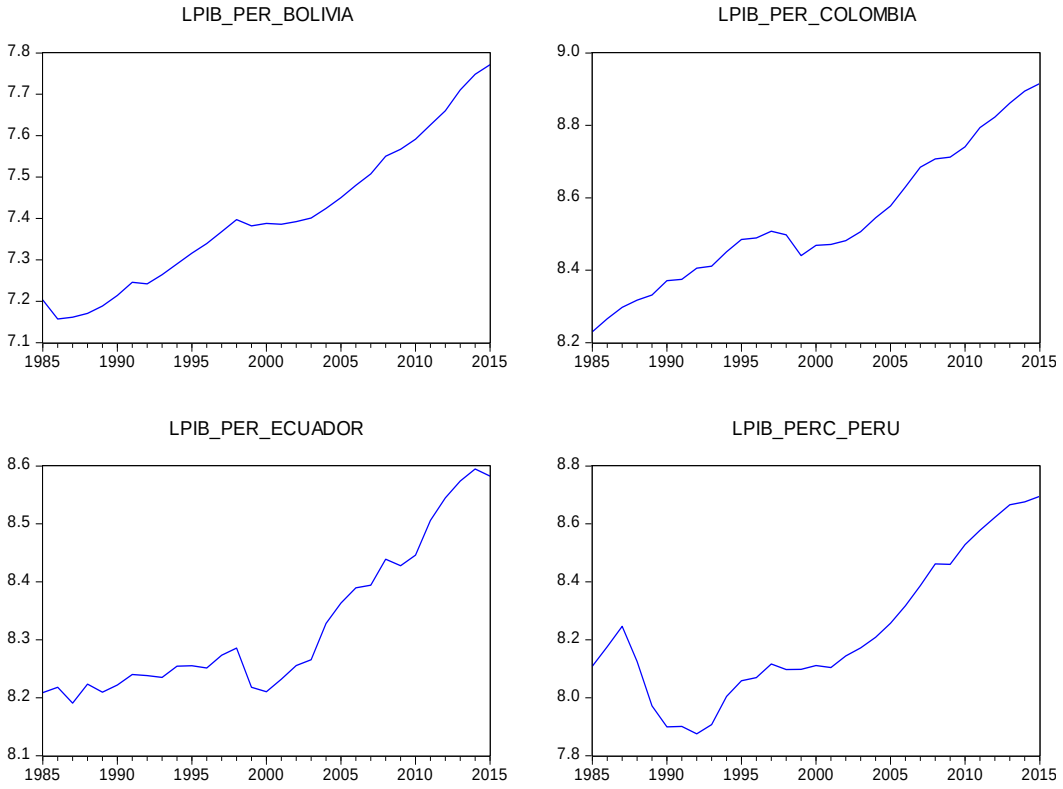


Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

En el Gráfico 2.3 podemos observar la evolucion del PIB per cápita, donde Bolivia y Colombia presentan tendencia deterministica, por otro lado Ecuador y Perú tiene un comportamineto estocástico y en base a este sustento se puede corroborar la no estacionariedad de la serie para cada pais. Cabe recalcar que las variables en terminos per cápita eluden la obtencion de resultados espureos,

mismos que economicamente no tienen sentido cuando las varibles se relacionan en forma funcional lineal.

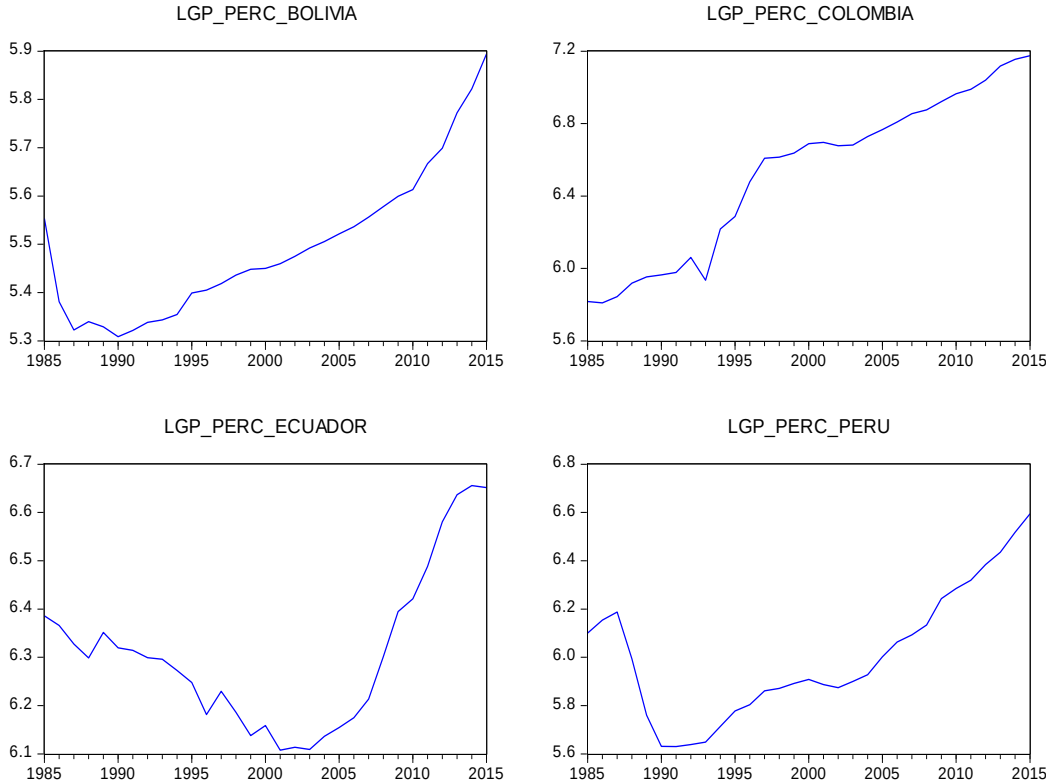
Gráfico 2.3 Log (PIB per cápita)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El Gasto público per cápita se muestra en el Gráfico 2.4, donde se observa una tendencia estocástica para los cuatro países, con lo cual se puede concluir que las series del Gasto público per cápita son no estacionarias.

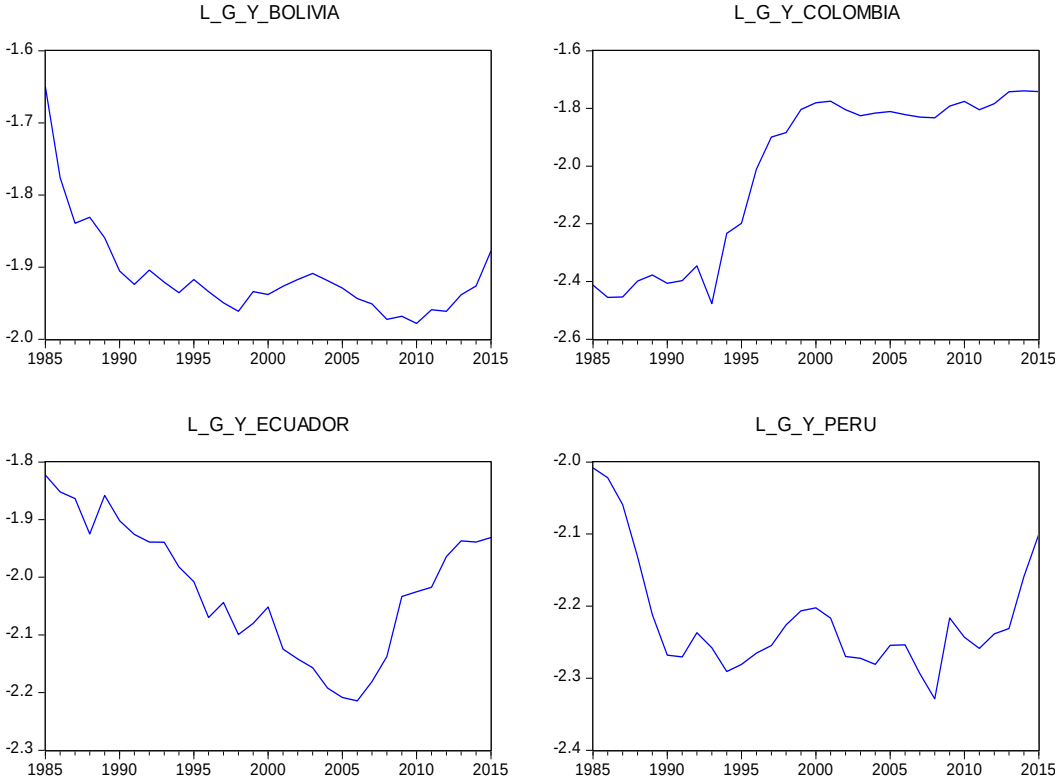
Gráfico 2.4 Log (Gasto Público per cápita)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.5 refleja el peso que el Gasto público tiene sobre el PIB, donde se puede constatar que el tipo de comportamiento de esta serie en cada país es estocástico lo que implica que son de carácter no estacionario.

Gráfico 2.5 Log (Porcentaje del Gasto Gubernamental sobre la Producción) Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

2.5.2 Método Función de Autocorrelación

La gráfica que relaciona la autocorrelación de los residuos con las distancias de los rezagos se lo conoce como correlograma, la cual nos permite determinar la estacionariedad de una serie[13], los resultados muestran que la función de autocorrelación del PIB real, Gasto público real, PIB real per cápita, Gasto público per cápita y la proporción del Gasto público con respecto al PIB, decrece lentamente en el tiempo, este tipo de comportamiento es típico de series no estacionarias, además podemos constatar que las series presentan autocorrelación significativa en todos los rezagos.

[13] Los resultados generados por EViews se pueden ver en Anexo 2.1

2.6 MÉTODO FORMAL PARA LA DETECCIÓN DE ESTACIONARIEDAD

Entre los métodos formales más utilizados para probar le estacionariedad de una serie tenemos el método aumentado de Dickey-Fuller.

2.6.1 Método Aumentado de Dickey-Fuller

El método aumentado de Dickey-Fuller se deriva de la prueba de Dickey-Fuller, razón por la cual pasaremos a revisar dicha prueba.

El método Dickey-Fuller se fundamenta en la siguiente ecuación:

$$y_t = \emptyset y_{t-1} + u_t \qquad (2.14)$$

La expresión matemática de un modelo AR (p) estacionario se obtiene de la ecuación (2.14), de forma que:

$$(1 - \emptyset L) y_t = u_t \qquad (2.15)$$

Un proceso AR(p) estacionario requiere que las raíces de la ecuación característica (2.15) se encuentren fuera del circulo unitario lo que implica que las raíces deberían ser mayores a la unidad en valor absoluto, esto en términos matemáticos se expresa como sigue.

$$1 - \emptyset z = 0 \qquad (2.16)$$

Donde las raíces de primer orden:

$$z^* = \frac{1}{\emptyset} \qquad (2.17)$$

Se debe tener en cuenta que las raíces están representadas por los valores de z, las mismas que hacen que se cumpla la ecuación (2.16). De la condición de estacionariedad, la cual implica que las raíces de la ecuación (2.16) deberán ser mayores que 1, se puede determinar que la ecuación (2.17), deberá cumplir:

$$|z^*| > 1;\ |\emptyset| < 1 \qquad (2.\ 18)$$

Una serie con un valor con $\emptyset = 1$ implica que es no estacionaria, a este tipo de series se lo conoce como series con "raíz unitaria". En base a todo este argumento la prueba ADF se centra en determinar si el coeficiente es igual a 1, en función de las siguientes hipótesis:

$$Hipótesis\ Nula \qquad H_o: \emptyset = 1$$

$$Hipótesis\ Altenativa \quad H_a: \emptyset \neq 1$$

2.7 COINTEGRACIÓN

Desde un punto de vista económico dos o más series están cointegradas si estas se mueven simultáneamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estacionarias a pesar de que cada serie en forma individual contenga una tendencia estocástica y sea no estacionaria. La cointegración es un equilibrio de largo plazo hacia donde converge el sistema económico a lo largo del tiempo. Al realizar la ecuación de cointegración en diferencias se puede obtener el error de desequilibrio para un punto específico en el tiempo.

Para poder definir un vector de cointegración se debe tener en cuenta que una serie no estacionaria estocástica no contribuirá al objetivo, razón por la cual es necesario convertirla en estacionaria diferenciándola. Para poder recuperar la serie original no estacionaria a través de la serie diferenciada, se procederá a integrar la serie que ha sido diferenciada, a la serie no estacionaria se lo conoce también como una serie integrada de grado d. El grado se refiere al número de veces que una serie diferenciada necesita ser integrada hasta obtener la serie original, en términos más concretos se lo puede expresar como sigue:

$$y_t \sim I(d) \qquad (2.\ 19)$$

De la expresión anterior la variable y_t es una serie no estacionaria estocástica integrada de orden d. En el ámbito económico las series económicas en la mayoría

de ocasiones son diferenciadas una vez para convertirlas en estacionarias, pero cabe la posibilidad que se pueda diferenciar más de una vez. Una serie diferenciada una solo vez se lo expresa de la siguiente manera

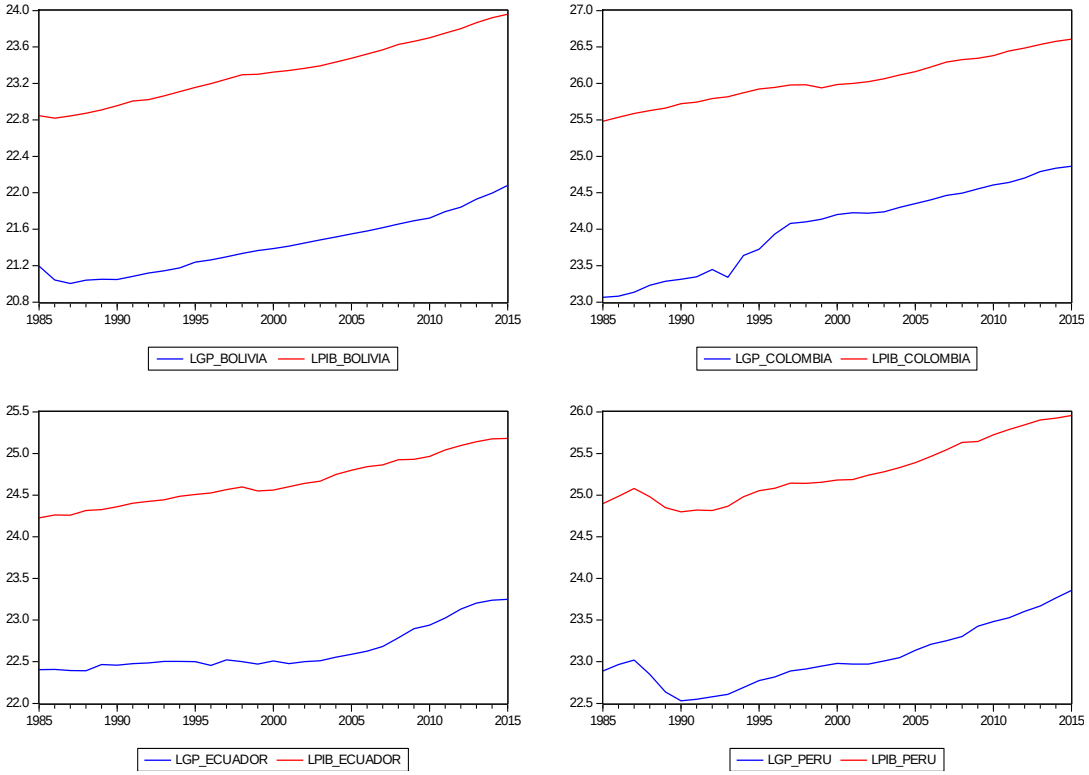
$$y_t \sim I(1) \tag{2. 20}$$

Econométricamente existe cointegración si k series de tiempo son no estacionarias de orden $I(1)$, y la combinación lineal de estas resulta ser de orden $I(0)$, es decir es estacionaria. El vector de coeficientes de dicha combinación se lo conoce con el nombre de vector cointegrante. Matemáticamente se lo puede expresar de la siguiente manera:

$$\sum_{i}^{k} \delta_i y_i \sim I(0) \tag{2. 21}$$

El comportamiento conjunto del PIB Real y el Gasto público real, se aprecian en el Gráfico 2.6 donde se observa que estas dos series se mueven conjuntamente en el tiempo, es decir tienen “comovimentos positivos” lo cual es un indicio que presentan tendencias comunes y por lo tanto existe un posible factor de cointegración, esto para los cuatro países miembros de la CAN.

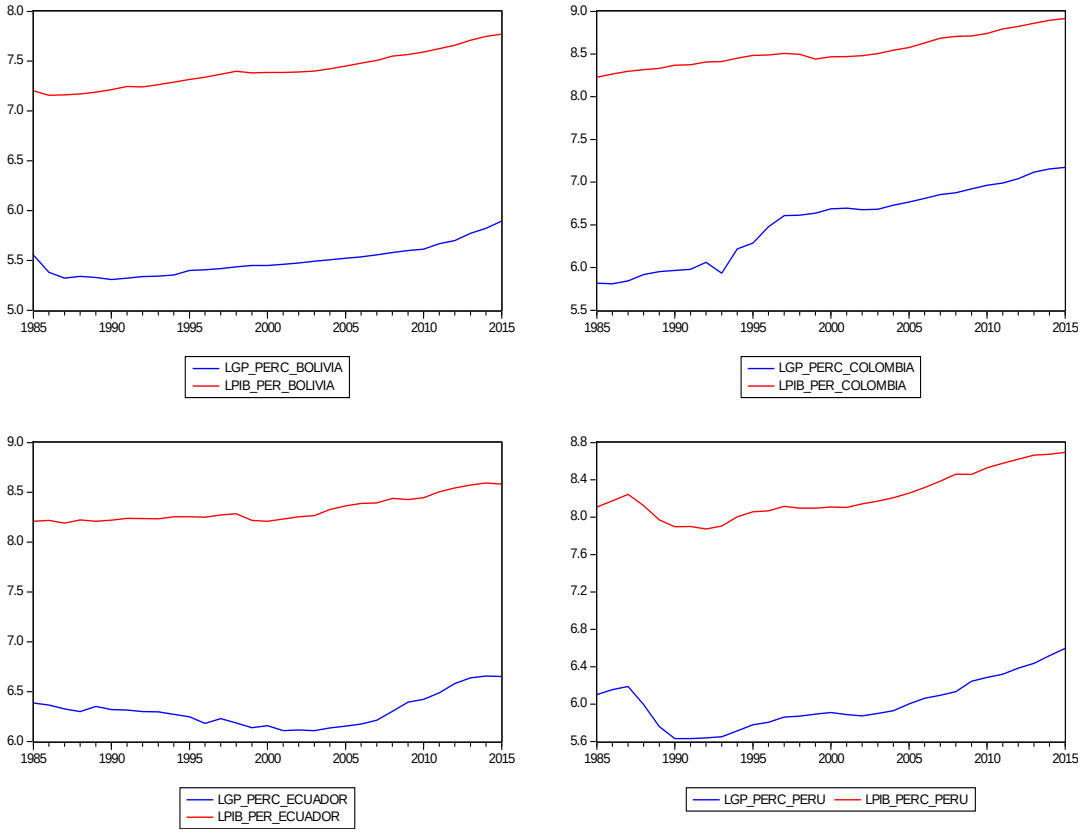
Gráfico 2.6 Log (PIB Real) y Log (Gasto Público Real)
Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.7 muestra el comportamiento del PIB real y el Gasto público en términos per cápita para los cuatro países de la CAN, donde se puede observar un comportamiento similar a lo largo del tiempo con periodos de crecimiento y decrecimiento constantes, este tipo de comportamiento es típico de series no estacionarias, sin embargo, la combinación lineal de estas series resulta ser estacionaria lo cual es un indicio de la existencia de un factor de cointegración.

Gráfico 2.7 Log (PIB Real per cápita) y Log (Gasto Público Real per cápita) Periodo 1985-2015



Fuente: Banco Mundial
Elaboración: Los Autores

Para determinar la cointegración de las series de nuestro estudio hemos creído conveniente utilizar la metodología de Engle y Granger con quiebre estructural y el procedimiento de Pesaran, Shin y Smith. Cabe recalcar que uno de los test más potentes de máxima verosimilitud para identificar el número de vectores de cointegración es el de Johansen, sin embargo se ha descartado en nuestro estudio dado que este resulta conveniente cuando se tiene un sistema de tres o más variables y para muestras grandes.

2.7.1 Procedimiento de Engle y Granger

La metodología de (Engle & Granger, 1987) parte de que si se tiene series $I(1)$, se estima una regresión por MCO, a la cual se lo conoce como regresión de cointegraciòn y se analizan los residuos para determinar si estos son $I(0)$ o estacionarios, de cumplirse esto se puede afirmar que las series mantienen una relación de largo plazo y por lo tanto existe un factor de cointegraciòn.

El procedimiento de Engle y Granger parte de una relación lineal a largo plazo de forma que:

$$x_{1t} = \alpha x_{2t} + u_t \qquad (2.\ 22)$$

Despejando u_t tenemos:

$$u_t = x_{1t} - \alpha x_{2t} \qquad (2.\ 23)$$

Entonces si $u_t \sim I(0)$ se puede afirmar que las series iniciales están cointegradas.

Los procedimientos más comunes en las pruebas de raíz unitaria son los test estadísticos de Dikey-Fuller Aumentado y el de Phillips-Perron, quienes asumen que las series están bien comportadas es decir no existe quiebre estructural, por esta razón se ha aplicado el test ADF, pero considerando un quiebre originado a lo largo del tiempo en cada serie.

En la Tabla 2.1[14] se puede apreciar el resultado de la aplicación del test ADF con quiebre estructural[15] como recomiendan (Presno Casquero & López Menéndez, 2001), tanto para la serie en niveles como en diferencias[16] encontrando evidencia empírica de que todas las series son integradas de orden uno, es decir que basta diferenciar la serie una vez para convertirla en estacionaria. La forma de interpretar estos resultados se centra en observar el valor del "ADF Test Statistic", si este se encuentra a la derecha o a la izquierda del valor crítico a un determinado

[14] La proporción del Gasto real sobre el PIB está dada por la terminología LGY.
[15] Los resultados generados por EViews se pueden ver en el Anexo 2.2
[16] La letra D hace referencia a que la serie esta diferenciada.

nivel de significancia, por lo tanto, si el valor del "ADF Test Statistic" en valor absoluto es mayor al valor crítico se tiene evidencia empírica suficiente para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, caso contrario se aceptaría.

Como ejemplo de interpretación de los resultados nos referiremos al PIB real en logaritmos (LPIB) en niveles y en diferencias para el caso de Bolivia asumiendo un nivel de significancia del 5%. Como se puede observar el valor del "ADF Test Statistic" para la variable mencionada en niveles es de $|0.981819|$, valor que es menor al valor crítico $|4.443949|$ por lo tanto no se rechaza la hipótesis nula y se concluye que la serie es no estacionaria. Para el caso del PIB real en diferencias (DLPIB) el valor del "ADF Test Statistic" es de $|5.88966|$ que es mayor al valor critico $|4.443949|$, en este caso se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria y se concluye que la serie es estacionaria. Adicionalmente también podemos observar el p-valor (Prob), si este es mayor a 0.05 no rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria, en caso contrario la rechazamos. Cabe recalcar que el número óptimo de rezagos han sido seleccionados a través del criterio automático de información de Akaike, y el modelo se ha especificado de acuerdo al comportamiento de cada serie es decir si incluye intercepto, tendencia o ambas tanto para la especificación del modelo general como para la especificación del quiebre, esto para las variables en niveles, para el caso de las variables en diferencias se ha considerado tan solo el intercepto dado que al diferenciar las series se elimina la tendencia. De manera similar se interpretarían los resultados de las demás series para cada país. De esta forma se ha confirmado que al diferenciar las series una vez se hacen estacionarias.

Tabla 2.1 Test ADF con Quiebre Estructural en Niveles y en Diferencias para los países de la CAN (Términos reales)

BOLIVIA								COLOMBIA						
SERIES	Especificaciòn	Epecificaciòn del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	5%	Prob.	Especificaciòn	Epecificaciòn del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	5%	Prob.
LPIB	Intercepto	Intercepto	2003	1	-0.981819	-4.443949	0.99	Tendencia e Intercepto	Tendencia	2010	6	-3.285971	-4.524826	0.5363
DLPIB	Intercepto	Intercepto	2003	0	-5.889660	-4.443949	0.01	Intercepto	Intercepto	1999	0	-6.604421	-4.443649	0.01
LGP	Tendencia e Intercepto	Tendencia e Intercepto	2010	6	-4.273972	-5.17571	0.3508	Intercepto	Intercepto	1995	5	-1.080303	-4.443649	0.99
DLGP	Intercepto	Intercepto	2010	6	-4.665737	-4.443649	0.0272	Intercepto	Intercepto	1997	7	-9.649529	-4.443649	0.01
LYN	Intercepto	Intercepto	2003	1	-0.724405	-4.443649	0.99	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2010	3	-3.611805	-4.859812	0.622
DYN	Intercepto	Intercepto	2003	0	-5.963307	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	1999	0	-6.7102	-4.443649	0.01
LGN	Tendencia e Intercepto	Tendencia e Intercepto	2009	6	-4.831963	-5.17571	0.1157	Tendencia e Intercepto	Intercepto	1995	7	-4.57865	-4.859812	0.1081
DLGN	Intercepto	Intercepto	2012	0	-8.706469	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	1997	7	-9.14964	-4.443649	0.01
LGY	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2013	5	-2.6918	-4.859812	0.9678	Tendencia e Intercepto	Tendencia	2001	3	-4.035773	-4.524826	0.1604
DLGY	Intercepto	Intercepto	2013	o	-5.912776	-443653	0.01	Intercepto	Intercepto	2005	7	-11.3144	-4.443649	0.01
ECUADOR								PERÙ						
SERIES	Especificaciòn	Epecificaciòn del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	5%	Prob.	Especificaciòn	Epecificaciòn del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	5%	Prob.
LPIB	Tendencia e Intercepto	Tendencia e Intercepto	1998	5	-5.125182	-5.17571	0.0578	Intercepto	Intercepto	2003	0	-0.797942	-4.443649	0.99
DLPIB	Intercepto	Intercepto	2000	0	-5.165661	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	2001	4	-5.739592	-4.443649	0.01
LGP	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2000	6	-4.374645	-4.859812	0.1772	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2000	7	-1.864626	-4.859812	0.99
DLGP	Intercepto	Intercepto	2006	0	-5.593381	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	2009	3	-4.764892	-4.443649	0.0196
LYN	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2010	4	-3.39557	-4.859812	0.7517	Intercepto	Intercepto	2004	0	-1.498804	-4.443649	0.99
DYN	Intercepto	Intercepto	2000	0	-5.316476	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	2001	4	-5.77816	-4.443649	0.01
LGN	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2000	6	-4.138394	-4.859812	0.2933	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2000	7	-2.135547	-4.859812	0.99
DLGN	Intercepto	Intercepto	2006	0	-5.53642	-4.443649	0.01	Intercepto	Intercepto	2009	3	-4.732317	-4.443649	0.022
LGY	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2008	2	-3.548931	-4.859812	0.6622	Tendencia e Intercepto	Tendencia e Intercepto	2009	7	-3.488091	-5.17571	0.8185
DLGY	Intercepto	Intercepto	2006	0	-7.454113	-4.443649	0.01	Tendencia e Intercepto	Intercepto	2001	5	-5.29338	-4.859812	0.0128

Elaboración: Los Autores

La Tabla 2.2 muestra la relación entre el Gasto público real y el PIB real de acuerdo a la interpretación de los diferentes autores a través de un modelo MCO, donde se observa el coeficiente de la variable independiente y su significancia (PROB.) Todos los coeficientes estimados son significativos a excepción de la ecuación de Musgrave para Ecuador ($p = 0.5195$) y para el caso de Perú las ecuaciones de Mann ($p = 0.6195$) y Musgrave ($p = 0.5909$).

En el lado derecho de la Tabla 2.2 se aprecia los residuos correspondientes a cada una de las ecuaciones especificadas en el lado izquierdo. Para probar la relación de largo plazo de las series se hace uso del test ADF con quiebre estructural; para el efecto se considera el comportamiento de cada una de las series y se incorpora tanto en la especificación general de los modelos como en la especificación del quiebre estructural la tendencia e intercepto a excepción del modelo de Musgrave para el caso de Perú en el cual solo se considera el intercepto en la especificación del quiebre, dado que no reflejaba una tendencia clara en su comportamiento. La especificación del número óptimo de rezagos se basa en el criterio informacional automático (Akaike).

Para probar la hipótesis de estacionariedad de los residuos se toma en cuenta el valor de ADF T- Statistic y se contrasta con los valores críticos de (DAVIDSON, R. & MACKINNON, J.G., 1993)[17] a un nivel de significancia de 5%. Como se puede observar en la Tabla 2.2 todos los valores del mencionado test superan al valor critico (-3.78) en valor absoluto, lo cual conlleva a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo tanto los residuos son $I(0)$, lo que implica que existe una relación de largo plazo ente el Gasto público y el PIB para todos los modelos planteados por cada autor.[18].

[17] El uso de estos valores se debe fundamentalmente a que no se puede contrastar la hipótesis de estacionariedad con los valores críticos generados por el test ADF, dado que no se trata de una serie individual sino de una combinación lineal de variables.
[18] Los resultados generados por EViews se pueden ver en el Anexo 2.3

Tabla 2.2 Test ADF con Quiebre Estructural de los Residuos de cada Modelo Especificado para los países de la CAN.

BOLIVIA										
MODELO	COEFICIENTE	PROB.		Especificacion	Epecificacion del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	Valor critico-Davidson and MacKinnon (5%)	Resultado
P&W	0.887244	0.0000	ANALISIS DE LOS RESIDUOS TEST ADF CON QUIEBRE	Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2013	0	-8.041712	-3.78	Cointegra
GOFFMAN	1.711517	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1998	4	-6.717668	-3.78	Cointegra
MANN	-0.112756	0.0005		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2013	0	-8.041712	-3.78	Cointegra
MUSGRAVE	-0.194976	0.0021		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2013	0	-8.617955	-3.78	Cointegra
GUPTA	0.805024	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2013	0	-8.617955	-3.78	Cointegra
COLOMBIA										
MODELO	COEFICIENTE	PROB.		Especificacion	Epecificacion del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	Valor critico-Davidson and MacKinnon (5%)	Resultado
P&W	1.748798	0.0000	ANALISIS DE LOS RESIDUOS TEST ADF CON QUIEBRE	Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1993	3	-4.969947	-3.78	Cointegra
GOFFMAN	2.817768	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1995	3	-4.214608	-3.78	Cointegra
MANN	0.748798	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1993	3	-4.969947	-3.78	Cointegra
MUSGRAVE	1.156068	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1995	3	-4.477913	-3.78	Cointegra
GUPTA	2.380761	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	1995	3	-4.477913	-3.78	Cointegra
ECUADOR										
MODELO	COEFICIENTE	PROB.		Especificacion	Epecificacion del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	Valor critico-Davidson and MacKinnon (5%)	Resultado
P&W	0.85535	0.0000	ANALISIS DE LOS RESIDUOS TEST ADF CON QUIEBRE	Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2005	4	-5.0617	-3.78	Cointegra
GOFFMAN	2.060898	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2005	4	-4.89245	-3.78	Cointegra
MANN	-0.14465	0.0407		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2005	4	-5.0617	-3.78	Cointegra
MUSGRAVE	-0.107045	0.5195*		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2005	4	-5.100621	-3.78	Cointegra
GUPTA	0.892955	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2005	4	-5.100621	-3.78	Cointegra
PERÙ										
MODELO	COEFICIENTE	PROB.		Especificacion	Epecificacion del Quiebre	Año de Quiebre	N. Rezagos	ADF T-statistic	Valor critico-Davidson and MacKinnon (5%)	Resultado
P&W	0.980093	0.0000	ANALISIS DE LOS RESIDUOS TEST ADF CON QUIEBRE	Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2009	1	-3.970883	-3.78	Cointegra
GOFFMAN	1.46856	0.0000		Tendencia e Intercepto	Intercepto*	2006	1	-4.099807	-3.78	Cointegra
MANN	-0.019907	0.6195*		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2009	1	-3.970883	-3.78	Cointegra
MUSGRAVE	0.031851	0.5909*		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2009	1	-3.819834	-3.78	Cointegra
GUPTA	1.031851	0.0000		Tendencia e Intercepto	Tendecia e Intercepto	2009	1	-3.819834	-3.78	Cointegra

Elaboración: Los Autores

2.7.2 Procedimiento de Pesaran, Shin y Smith

El test ADF de raíz unitaria suele generar en varias ocasiones resultados erróneos dado que este se fundamenta en que las series en niveles tienen que ser $I(1)$ y su combinación lineal $I(0)$, sin embargo en el ámbito económico lo que realmente interesa es saber si existe una relación de largo plazo sin necesidad de conocer si las series son o no estacionarias. Frente a esta situación (PESARAN, SHIN, & SMITH, 2001) plantean un test conocido como PSS, para comprobar la existencia de una relación a largo plazo independientemente del orden de integración de las series.

El test PSS es un test específicamente para muestras pequeñas razón por la cual lo aplicaremos en nuestro estudio. La aplicación de este test se fundamenta en un modelo que combina cambios y niveles rezagados por tal motivo creemos que es conveniente trabajar con un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADRL).

Este test reside en comprobar la significancia global de los coeficientes mediante el test F, pero contrastado con valores críticos construidos por los autores, dado que este estadígrafo no sigue una distribución de Fisher sino una construida por medio de simulaciones.

Para determinar la existencia de una relación de largo plazo, el test proporciona dos valores críticos con los que se contrasta el test F calculado. De los valores críticos se tiene un inferior para el caso de las variables que son no estacionarias y un valor critico superior para las variables $I(1)$. Si el valor del test F calculado es superior a los dos valores críticos a un determinado nivel de significancia, se acepta la hipótesis de la existencia de una relación a largo plazo, por el contario si el test F calculado es inferior al valor critico mínimo existe evidencia de que no existe una relación a largo plazo y si el test F calculado cae entre el mínimo y el máximo de los valores críticos, el test será inconcluso y será necesario recurrir a

otros test de cointegración como son el caso del ADF o Johansen, quienes requieren que las variables en niveles sean $I(1)$.

Para la aplicación de test de Pesaran, Shin y Smith se ha comprobado la estabilidad de cada modelo mediante la aplicación de MCO, haciendo uso del test de coeficientes recursivos[19], donde se puede observar que ninguno de los coeficientes de cada modelo sobrepasa los intervalos de confianza, lo cual implica que cada uno de ellos tiene una estabilidad relativa dando la idea de la inexistencia de un posible quiebre estructural, esto a la vez conlleva a pensar que los coeficientes no cambian en el largo plazo, por lo tanto mediante este test se puede concluir que cada modelo presenta estabilidad.

La Tabla 2.3 muestra los resultados de la aplicación del test de Pesaran, Shin y Smith para los países de la CAN[20], incluyendo tendencia e intercepto, como se puede observar existe una relación de largo plazo solamente para Bolivia y Perú, dado que los valores del test F calculado correspondiente a cada modelo superan a los valores críticos a un nivel de significancia del 5%. En el caso de Ecuador y Colombia no se ha encontrado evidencia de una relación de largo plazo entre el gasto público y el PIB en ninguna de las interpretaciones propuestas por los autores, pese a que se ha realizado diversas pruebas con cada una de las especificaciones posibles. El resultado de no cointegración para estos países no implica la ausencia de una relación a corto plazo tampoco la no causalidad de las variables analizadas en el tiempo, la razón de este resultado se debe a muchos factores como pueden ser: el tamaño restringido de la muestra por disponibilidad de los datos en términos reales, diversos sucesos económicos ocurridos en el periodo de análisis, lo cual provoca que las series no compartan una tendencia común en el tiempo.

En muchas ocasiones se concibe la cointegración como la propiedad de series de tiempo de moverse juntas según el argumento de Engle y Granger, sin embargo,

[19] Los resultados generados por EViews se pueden ver en Anexo 2.4
[20] Los resultados generados por EViews se pueden ver en Anexo 2.5

muchas series con un comportamiento contrario pueden cointegrar dado que comparten una tendencia común en el tiempo.

Tabla 2.3 Test de Pesaran, Shin y Smith para los países de la CAN.

BOLIVIA					COLOMBIA				
		Significance 5%					Significance 5%		
MODELO	F-statistic	I0 Bound	I1 Bound	Cointegra	MODELO	F-statistic	I0 Bound	I1 Bound	Cointegra
P&W	19.9348	6.56	7.3	Si	P&W	1.65420	6.56	7.3	No
GOFFMAN	25.9230	6.56	7.3	Si	GOFFMAN	1.49623	6.56	7.3	No
MANN	13.9652	6.56	7.3	Si	MANN	2.70062	6.56	7.3	No
MUSGRAVE	14.6544	6.56	7.3	Si	MUSGRAVE	4.22083	6.56	7.3	No
GUPTA	19.7886	6.56	7.3	Si	GUPTA	2.85146	6.56	7.3	No
ECUADOR					PERÙ				
		Significance 5%					Significance 5%		
MODELO	F-statistic	I0 Bound	I1 Bound	Cointegra	MODELO	F-statistic	I0 Bound	I1 Bound	Cointegra
P&W	0.9317	6.56	7.3	No	P&W	23.0939	6.56	7.3	Si
GOFFMAN	2.2454	6.56	7.3	No	GOFFMAN	22.8455	6.56	7.3	Si
MANN	2.6055	6.56	7.3	No	MANN	13.9477	6.56	7.3	Si
MUSGRAVE	3.5925	6.56	7.3	No	MUSGRAVE	14.2189	6.56	7.3	Si
GUPTA	1.7135	6.56	7.3	No	GUPTA	24.5227	6.56	7.3	Si

Elaboración: Los Autores

2.8 MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES A PARTIR DE UN MODELO AUTORREGRESIVO DE REZAGOS DITRIBUIDOS

Esta metodología a diferencia de la que propone Engle y Granger conocida como un Modelo de Corrección de Error de dos etapas que solo contempla la dinámica de corto plazo, tiene la ventaja de que se puede incluir dinámica tanto en corto como en el largo plazo.

Este método se basa en un proceso autorregresivo de rezagos distribuidos (ADRL) matemáticamente se representa de la siguiente manera, siguiendo la metodología de (Ponce & Llamas).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.\ 24)$$

Reemplazando y_t por $y_{t-1} + \Delta y_t$ y X_t por $X_{t-1} + \Delta X_t$ en la ecuación (2.24), tenemos:

$$y_{t-1} + \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 (X_{t-1} + \Delta X_t) + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Resolviendo en función de Δy_t tenemos:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.25)$$

Si a la expresión (2.25) multiplicamos y dividimos por $(1 - \alpha_1)$:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \left(\frac{(\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \right) X_{t-1} \right] + \varepsilon_t \qquad (2.26)$$

De la ecuación (2.26) se puede observar que los términos en corchetes y_t y X_t están rezagados un periodo lo cual conlleva a determinar que la expresión

$y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} - \left(\frac{(\beta_0+\beta_1}{1-\alpha_1} \right) X_{t-1}$, es el término de corrección de error. La ecuación (2.26) se puede estimar mediante MCO y alternativamente la ecuación (2.24) y se obtendrían directamente los estimadores. Para el cálculo de las elasticidades de largo plazo a partir de las expresiones anteriores el procedimiento seria parametrizar dichas expresiones de forma que en niveles tendríamos:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1{}^* y_{t-1} + \beta_1 X_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_n \Delta y_{t-n} + \varphi_0 \Delta X_t + \varphi_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \varphi_k \Delta X_{t-k} + \psi D_t + \emptyset T + \varepsilon_t \qquad (2.27)$$

Mientras que para el caso de primeras diferencias:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 X_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_n \Delta y_{t-n} + \varphi_0 \Delta X_t + \varphi_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \varphi_k \Delta X_{t-k} + \psi D_t + \emptyset T + \varepsilon_t \qquad (2.28)$$

Las expresiones (2.27) y (2.28) incluyen los términos D_t y T, que son un vector de variables determinísticas y la tendencia respectivamente. Como ha de notarse para la estimación de estas ecuaciones se incluyen rezagos y diferencias tanto para y_t como para X_t, este procedimiento se hace hasta obtener una ecuación

satisfactoria en niveles de significancia de los parámetros, eficiencia y estabilidad. Una vez que se haya conseguido determinar una ecuación muy bien comportada se puede pasar a analizar la cointegración mediante el coeficiente de la variable dependiente en niveles pero rezagada un periodo, en el caso de la ecuación (2.28) seria y_{t-1} la variable cuyo coeficiente esta medido por α_1 mientras que para (2.27) α_1 se puede obtener a partir de ${\alpha_1}^*$ de la expresión $1 - {\alpha_1}^*$.

El factor de cointegración estará determinado por α_1 y este tiene que cumplir ciertos requerimientos como por ejemplo ser menor a uno en términos absolutos, tener signo negativo y ser estadísticamente significativo.

Para calcular la elasticidad del largo plazo de y_t con respecto a X_t se divide el coeficiente de X_{t-1} para el valor absoluto de α_1. Las elasticidades de corto plazo de y_t están representadas por γ, mientras que los coeficientes de φ representan a las de X_t.

De acuerdo a los resultados de Pesaran, Shin y Smith se pudo comprobar que existe un vector de cointegración para Bolivia y Perú lo cual es una condición suficiente y necesaria para poder realizar el análisis del modelo de corrección de errores a través de la metodología ADRL para estos países, mientras que para Colombia y Ecuador no se pudo encontrar evidencia de un vector de cointegración por lo tanto no es factible aplicar el MCE.

Los resultados se presentan en la Tabla 2.4[21], como se puede observar los factores de ajuste tanto para Bolivia como para Perú en cada una de sus interpretaciones, cumplen con las condiciones necesaria para la existencia de cointegración, es decir tienen signo negativo y son estadísticamente significativas a un nivel de significancia del 5% (P-valor en paréntesis), lo cual implica que frente a un shock económico de corto plazo cada una de las variables converge a su senda estable después de que el shock pierda efecto en el tiempo.

[21] Resultados de EViews en el Anexo 2.6

Un análisis de la elasticidad de largo plazo independientemente de la causalidad, sugiere indicios a priori a favor de la ley de Wagner para Bolivia en los modelos de P&W, Goffman y Gupta, esto debido a que las elasticidades son mayores a uno, mientras que para los demás modelos existe evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana.

Para el caso de Perú la elasticidad del largo plazo es inferior a la unidad lo cual se asume a priori evidencia a favor de la teoría keynesiana, en todas sus interpretaciones.

Tabla 2.4 MCE a partir de un modelo ADRL para Bolivia y Perú para cada modelo especificado

BOLIVIA			
MODELO	**Factor de Ajuste**	**Variable Dependiente rezagada un periodo** (X_{t-1})	**Elasticidad L/P**
P&W	-0.538578 (0.0000)	0.589205	1.0940012
GOFFMAN	-0.602687 (0.0000)	0.647377	1.0741513
MANN	-0.444006 (0.0000)	0.135159	0.3044080
MUSGRAVE	-0.456179 (0.0000)	0.147599	0.3235550
GUPTA	-0.549933 (0.0000)	0.651618	1.1849043
PERÚ			
MODELO	**Factor de Ajuste**	**Variable Dependiente rezagada un periodo** (X_{t-1})	**Elasticidad L/P**
P&W	-0.607598 (0.0003)	0.497403	0.8186383
GOFFMAN	-0.608801 (0.0004)	0.449454	0.7382609
MANN	-0.748193 (0.0001)	0.055628	0.0743498
MUSGRAVE	-0.737886 (0.0001)	0.029982	0.0406323
GUPTA	-0.603165 (0.0003)	0.494882	0.8204753

Elaboración: Los Autores

2.9 VECTORES AUTOREGRESIVOS – VAR[22]

En un sistema de ecuaciones con varias series es importante tomar en cuenta la interacción entre ellas, la forma tradicional de hacer esto era estimarlo por medio de un modelo de ecuaciones simultáneas que incluya los rezagos de todas las variables para poder entender la dinámica del sistema. Pero en estos modelos dinámicos de ecuaciones simultáneas es necesario diferenciar las variables endógenas y exógenas e imponerse algunas restricciones en los parámetros para lograr su identificación.

En vista de estos inconvenientes (Sims, 1980) propuso hacer uso de una herramienta muy importante en macro econometría, los Vectores Autorregresivos que son una generalización del modelo Autorregresivo simple AR(p) utilizados en las series de tiempo múltiples. Un VAR es un sistema de variables endógenas cuyo comportamiento está en función de su propio pasado y del pasado de otras variables endógenas que componen el sistema. Esta herramienta econométrica se enfoca principalmente en el análisis de las interacciones dinámicas de todas las variables incluidas en un sistema de ecuaciones.

Los Vectores Autorregresivos, constituyen una técnica muy útil para realizar pronósticos en sistemas de variables de series de tiempo interdependientes, en los cuales cada variable contribuye a pronosticar a las demás variables.

El modelo VAR es utilizado en el análisis de sensibilidad o del impacto dinámico de diferentes tipos de shocks y permite controlar las variaciones de las variables incluidas en un sistema dinámico, mediante la estimación de las funciones de impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza del error de predicción. El comportamiento dinámico de un modelo VAR dependerá de la estructura de correlaciones contemporáneas de la matriz de innovaciones.

[22] Para un análisis técnico y preciso hemos tomado información de los libros de (Loría, 2007) y de (Court & Rengifo, 2011) los cuales nos dieron un claro panorama sobre la teoría y las aplicaciones de los modelos VAR.

Matemáticamente (Sims, 1980) modela un VAR sin restricciones, el cual se basa en realizar la regresión de cada variable en el periodo actual en función de los rezagos de todas las demás variables existentes en el sistema a partir de la siguiente expresión matemática:

$$Z_t = \sum_{i=1}^{k} A_t Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (2.29)$$

Debido a que el modelo VAR representado por la ecuación (2.29) presenta al lado derecho solamente variables rezagadas, las cuales por definición no están correlacionadas con el termino de error, es factible estimar ecuación por ecuación utilizando MCO [23] y $Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t^* \end{bmatrix}$ es un vector que está conformado por las variables y_t y x_t^* que son endógenas. La representación estructural del modelo toma como base la metodología de la Comisión de Cowles, que representa matricialmente la ecuación (2.29) y viene dada por la siguiente expresión:

$$u_t' = y\Gamma + x_t\beta \qquad (2.30)$$

Matricialmente podemos representar a la ecuación (2.30) de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ c_2 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \qquad (2.31)$$

Si suponemos autocorrelación contemporánea tendremos:

$$E(\varepsilon_{1t}) = E(\varepsilon_{2t}) = 0\,;\,({\varepsilon_{1t}}^2) = \sigma_{11}\,;\,({\varepsilon_{2t}}^2) = \sigma_{22}\ y\ E(\varepsilon_{1t}\,\varepsilon_{2t}) = \sigma_{12}$$

Para tener un correcto análisis de sensibilidad mediante las funciones de impulso-respuesta y de descomposición de varianza es necesario que $\sigma_{12} = 0$, y esto se consigue ortogonalizando la matriz de varianzas y covarianzas, siguiendo a

[23] En la ecuación (2.29) se asume que en el vector de innovaciones ε_t existe correlacion contemporánea pero no autocorrelacion entre los componentes de dicho vector, por lo que su matriz de covarianzas diagonal es nula. Comunmente se suele incorporar una tendencia determinística (@trend y dummies que capturen el carácter estacional de las series.

(Charemza, W., & Deadman, D, 1997), realizamos una demostración de la forma de ortogonalizar las innovaciones mediante el método de sustitución:

1) Multiplicamos la primera fila de (2.31) por $\delta = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{11}}$

$$\begin{bmatrix} \delta x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta a_1 & \delta b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta a_2 & \delta b_2 \\ c_2 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \qquad (2.32)$$

2) Restamos la primera a la segunda fila:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t - \delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 - \delta a_1 & d_1 - \delta a_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ c_2 - \delta a_1 & d_2 - \delta b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} - \delta \varepsilon_{1t} \end{bmatrix} \qquad (2.33)$$

3) Obtenemos la esperanza del termino de error y pre multiplicando por ε_{1t} tenemos:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{1t}(\varepsilon_{2t} - \delta\varepsilon_{1t})] &= E[(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) - (\varepsilon_{1t}\delta\varepsilon_{1t})] \\ &= E\left[(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) - (\varepsilon_{1t}\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{11}}\varepsilon_{1t})\right] \\ &= E\left[(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) - (\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{11}})(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{1t})\right] \\ &= E\left[\sigma_{12} - (\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{11}})(\sigma_{11})\right] \\ &= E[\sigma_{12} - \sigma_{12}] = 0 \end{aligned}$$

Al ortogonalizar las innovaciones conseguiremos que las mismas sean independientes entre ecuaciones y podemos usar las ecuaciones de (2.30) para realizar análisis de política.

Para nuestra investigación hemos realizado un análisis de regresión basado en los modelos VAR que en la literatura econométrica de series de tiempo son conocidos también como ateóricos, ya que cada variable es explicada por sus propios valores

rezagados y por el resto de variables endógenas del sistema, la estructura del modelo estaría representada por:

$$Y_t = \sum_{p=1}^{P} B_P\, Y_{t-P} + aX_t + u_t \qquad (2.\ 34)$$

Donde:

$Y_t = vector\ de\ k\ variables\ endogenas$

$Y_{t-p} =\ vector\ de\ las\ k\ variables\ endogenas\ rezagados\ has\ t - p\ periodos$

$X_t = vector\ de\ valores\ de\ las\ variables\ exogenas\ en\ el\ periodo\ t$

$B_P\ = una\ matriz\ cuadrada\ con\ k * k\ terminos$

$a =\ matriz\ k * r, siendo\ r\ el\ numero\ de\ variables\ exogenas$

$u_t =\ proceso\ multivaiado\ ruido\ blanco\ \ que\ sigue\ una\ normal\ con$

$media\ cero\ y\ con\ varianza\ y\ covarianza\ constantes$

$p =\ numero\ de\ rezagos$

Para probar la relación entre el Crecimiento Económico y el Gasto del Gobierno Central y de acuerdo a la teoría econométrica analizada planteamos el siguiente modelo VAR general:

$$PIB_t = a + \sum_{j=1}^{k} B_j\, PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j\, G_{t-j} + u_{1t} \qquad (2.\ 35)$$

$$G_t = a' + \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j\, PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j\, G_{t-j} + u_{2t} \qquad (2.\ 36)$$

En donde tanto el Producto Interno Bruto (PIB) como el Gasto público (G) son variables endógenas que están explicadas por sus propios rezagos y un shock aleatorio u_t.

Este modelo se aplicará para cada país miembro de la Comunidad Andina con el objetivo de obtener los valores de impulso-respuesta y la causalidad en el sentido de Granger.

2.9.1 Elección del número óptimo de rezagos

La elección del número de variables y del número de rezagos que se incluyen en un modelo VAR es muy importante, esta elección implica un trade-off entre dos cosas la parsimonia y el mejor ajuste del modelo, ya que si aumenta el número de rezagos, la desviación estándar se reducirá y el ajuste del modelo será mejor; pero será más complejo de estimar y usar como herramienta de pronósticos, en la práctica econométrica el número de rezagos se elige mediante algún criterio de información, entre los principales tenemos:

- Akaike Information Criteria. (AIC)

$$AIC = \ln(|u'u|) - \frac{2xk}{n}$$

- Bayesian Information Criteria (BIC) o Scharz Information Criteria. (SIC)

$$BIC = \ln(|u'u|) - \frac{\ln(k)}{n}$$

- Hannan- Quinn Information Criteria. (HQIC)

$$HQIC = \ln(|u'u|) - \frac{2xln(\ln(k))}{n}$$

El número de rezagos óptimo será el que minimice la mayoría de estos criterios de información.

2.9.2 DIAGNÓSTICO ECONOMÉTRICO DEL MODELO VAR

2.9.2.1. Estabilidad dinámica del modelo VAR[24]

Para evaluar la estabilidad dinámica del modelo se procederá a analizar el valor de sus raíces características. Es importante que el modelo sea estable en un sentido dinámico ya que al cumplir con el criterio de estabilidad las variables frente a una perturbación o un shock regresaran a su trayectoria normal de equilibrio en el largo plazo, en definitiva si el modelo es dinámicamente estable existirá una solución de convergencia caso contrario el modelo será explosivo y no tendrá sentido económico (Hamilton, 1994). Un modelo VAR estable es esencial para el análisis de sensibilidad a través de las funciones de impulso respuesta y de la descomposición de la varianza.

El Anexo 2.7 muestra los valores de las raíces características para cada país de la CAN con los cinco modelos especificados, como se puede observar todos los valores de las raíces características son menores a uno esto implica que el modelo es dinámicamente estable.

2.9.2.2 Prueba de Normalidad en los Errores de cada Modelo

Para la validación de esta prueba haremos uso del test de normalidad en los errores de Jarque Bera el cual plantea las siguientes hipótesis:

$$H_o: Existe\ normalidad\ en\ los\ errores\ del\ \ modelo$$

$$H_a: No\ existe\ normalidad\ en\ los\ errores\ del\ modelo$$

Para determinar la normalidad en los errores del modelo, aceptamos la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%, es decir un p-valor superior a 0.05.

El Anexo 2.8 muestra el resultado del test de normalidad de Jarque para los países de la CAN para cada modelo especificado donde se puede observar que existe

[24] En el APÉNDICE (apartado 1) proveemos una explicación técnica de la estabilidad de los modelos VAR tomando información del libro de (G.S.MADDALA, 1992)

evidencia de que los errores de los modelos descritos para cada país están distribuidos normalmente.

2.9.2.3 Prueba de Autocorrelación

Para detectar la autocorrelación en el modelo se utiliza el test del multiplicador de Lagrange, el cual plantea las hipótesis:

$$H_o: No\ existe\ autocrrelaciòn\ en\ el\ modelo$$

$$H_a: Existe\ autocorrelaciòn\ en\ el\ modelo$$

El Anexo 2.9 muestra los resultados del test de autocorrelación para los países de la CAN en cada una de sus interpretaciones, donde se puede observar que para cada rezago[25] no se rechaza la hipótesis nula por lo tanto se ha encontrado evidencia de que los residuos no están correlacionados.

2.10 INTERPRETACION DE LOS RESULTADOS DEL MODELO VAR

En los modelos VAR la interpretación de los resultados es diferente a la interpretación tradicional de los modelos MCO, debido a que es difícil interpretar cada uno de los coeficientes del sistema y muchos de ellos resultan no ser significativos, sin embargo, la interpretación de los resultados de un modelo VAR se lo puede hacer a través de la significancia en bloques y la causalidad de Granger, las funciones de impulso-respuesta y el análisis de varianza.

2.10.1 Significancia en Bloques y Causalidad de Granger

A modo de ejemplo si tenemos un VAR (2) bivariado (PIB y Gasto público) representado por la siguiente expresión:

[25] Se ha tomado en cuenta 12 rezagos dado que se está trabajando con datos anuales por lo que el año contiene 12 meses.

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \emptyset_1 \\ \emptyset_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ c_2 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.\ 37)$$

El test tiene como objetivo determinar si los rezagos de las variables incluidas en el sistema influyen sobre las variables endógenas, existiendo así los siguientes posibles bloques de causalidad:

1 Los rezagos de x_t no explican a x_t $(a_1 = 0, a_2 = 0)$
2 Los rezagos de x_t no explican a y_t $(c_1 = 0, c_2 = 0)$
3 Los rezagos de y_t no explican a x_t $(b_1 = 0, b_2 = 0)$
4 Los rezagos de y_t no explican a y_t $(d_1 = 0, d_2 = 0)$

Si ocurre simultáneamente 2 y 3 quiere decir que nuestras variables en el sistema son independientes y tendríamos dos modelos univariados AR (2) para x_t y para y_t, si solo 2 ocurre entonces los rezagos de la variable x_t no influirán en y_t, pero los rezagos de y_t si influirán en x_t, es decir existe causalidad unidireccional en el sentido de Granger entonces nuestro sistema quedará expresado de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \emptyset_1 \\ \emptyset_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ 0 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ 0 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.\ 38)$$

De este modo tendremos las siguientes ecuaciones:

$$x_t = \emptyset_1 + a_1\, x_{t-1} + b_1 y_{t-1} + a_2\, x_{t-2} + b_2 y_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_t = \emptyset_2 + d_1\, y_{t-1} + d_2 y_{t-2} + \varepsilon_{2t}$$

Obteniendo una ecuación AR (2) para x_t, concluyendo asi que la variable y_t Granger-causa a la variable x_t y que la variable x_t no Granger-causa a la variable y_t, por lo que y_t vendría a ser una variable estrictamente exógena y x_t una variable estrictamente endógena. Cabe recalcar que también puede haber la posibilidad de que exista casualidad bidireccional o que no exista causalidad entre las variables y_t y x_t .Debemos tomar en cuenta que el método de causalidad de

Granger se refiere a la influencia que las variables rezagadas tienen en alguna variable en el periodo t que posiblemente existan entre variables.

En la Tabla 2.5[26] se muestra los resultados del test de causalidad de Granger en bloques mediante la aplicación de un modelo VAR, a un nivel del 5% de confianza, donde se puede observar que en el caso de Bolivia existe una bidireccionalidad para los modelos de P&W, Goffman y Gupta, mientras que para los demás se cumple la teoría de Keynes. En el caso de Colombia se ha encontrado evidencia a favor de Keynes para todos los modelos especificados. Para el Ecuador en su mayoría existe evidencia a favor de la ley de Wagner, a un 10% para la especificación de Gupta, a excepción de P&W que no presenta ningún sentido de causalidad. En el caso de Perú no se ha encontrado evidencia alguna a favor de Wagner o Keynes.

[26] Resultados de EViews en el Anexo 2.10

Tabla 2.5 Test de Causalidad en el sentido de Granger (VAR)

BOLIVIA					COLOMBIA				
MODELO		P_valor		Causalidad	MODELO		P_valor		Causalidad
		PIB --> G	G ---> PIB				PIB --> G	G ---> PIB	
P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.0018	0.0372	Bidireccionalidad	P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.443	0.0000	Keynes
Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0001	0.0188	Bidireccionalidad	Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.1044	0.0000	Keynes
Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.1831	0.0372	Keynes	Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.5611	0.0450	Keynes
Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.1326	0.0484	Keynes	Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.1739	0.0000	Keynes
Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0003	0.0484	Bidireccionalidad	Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0525	0.0008	Keynes
ECUADOR					PERÙ				
MODELO		P_valor		Causalidad	MODELO		P_valor		Causalidad
		PIB --> G	G ---> PIB				PIB --> G	G ---> PIB	
P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.1737	0.1399	Ninguno	P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.6594	0.1608	Ninguno
Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0344	0.3515	Wagner	Goffman	$\ln G = a + B\ln Y$	0.4717	0.4750	Ninguno
Mann	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0043	0.1399	Wagner	Mann	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.2633	0.1608	Ninguno
Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.0117	0.1807	Wagner	Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.2709	0.1800	Ninguno
Gupta	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0644*	0.2308	Wagner	Gupta	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.6442	0.3914	Ninguno

Elaboración: Los Autores

En base a los resultados obtenidos por el modelo VAR hemos decidido realizar la prueba de causalidad de Granger, dejando de lado el análisis vectorial y centrándonos en un análisis autorregresivo uniecuacional.

2.10.1.1 CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER UNIECUACIONAL

Contrastaremos la existencia de relaciones de causalidad entre las variables de los cinco modelos, para lo cual es posible usar el test de (Granger, 1995), donde la

hipótesis nula es que la variable explicativa no causa la explicada, utilizando para esto la siguiente expresión.

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k} G_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} B_j \, Y_{t-j} + e_t$$

En la Tabla 2.6[27] se observan los resultados del test de causalidad en el sentido de Granger para los cuatro países de la CAN, donde se observa que para Bolivia existe una bidireccionalidad en los modelos de P&W y Gupta, mientras que para Goffman se cumple la ley de Wagner y para los modelos de Mann y Musgrave se cumple a teoría de Keynes. Para el caso de Colombia en cada una de las especificaciones de los modelos se cumple la teoría Keynesiana. En el caso ecuatoriano el resultado del test favorece a la ley de Wagner para todos los modelos, finalmente para Perú se ha encontrado evidencia a favor de la ley de Wagner para todos los modelos a excepción de Goffman quien presenta evidencia a favor de Keynes. Como podemos ver estos resultados difieren del reportado por el test de causalidad de Granger en el modelo VAR de la tabla 2.8, ya que el test de causalidad de Granger uniecuacional analiza solamente si los rezagos de las variables independiente y dependiente influyen sobre una variable endógena independientemente de cómo los mismos rezagos influyan en la segunda variable endógena, mientras que la Tabla 2.8 el VAR considera todas las variables del sistema como endógenas y analiza la incidencia de los rezagos de las variable sobre el vector de variables dependientes simultáneamente como un sistema conjunto y no como modelos autoregresivos simples. Comparando los resultados de ambas metodologías, se considera que la metodología del modelo VAR es más adecuada para explicar la realidad económica de los pises de la CAN dado que este considera la interdependencia dinámica de las variables involucradas en nuestro estudio.

[27] Resultados de EViews en el Anexo 2.11

Tabla 2.6 Test de Causalidad en el sentido de Granger

BOLIVIA					COLOMBIA				
MODELO		P_valor		Causalidad	MODELO		P_valor		Causalidad
		PIB --> G	G ---> PIB				PIB --> G	G ---> PIB	
P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.00000003	0.0095	Bidireccionalidad	P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.5447	0.0171	Keynes
Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.00002	0.1394	Wagner	Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.7730	0.0028	Keynes
Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.7852	0.0095	Keynes	Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.7316	0.0028	Keynes
Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.6368	0.0074	Keynes	Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.7764	0.0029	Keynes
Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.000000009	0.0074	Bidireccionalidad	Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.7457	0.0029	Keynes
ECUADOR					PERÙ				
MODELO		P_valor		Causalidad	MODELO		P_valor		Causalidad
		PIB --> G	G ---> PIB				PIB --> G	G ---> PIB	
P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.0469	0.7985	Wagner	P&W	$\ln G = a + B\ln Y$	0.0207	0.3666	Wagner
Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0093	0.4719	Wagner	Goffman	$\ln G = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.3368	0.0427	Keynes
Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.0405	0.7985	Wagner	Mann	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln Y$	0.0386	0.3666	Wagner
Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0112	0.3661	Wagner	Musgrave	$\ln \frac{G}{Y} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0328	0.1915	Wagner
Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0003	0.3661	Wagner	Gupta	$\ln \frac{G}{N} = a + B\ln \frac{Y}{N}$	0.0052	0.1915	Wagner

Elaboración: Los Autores

2.10.2 Las Funciones de Impulso – Respuesta[28]

Una forma alternativa de analizar los resultados del modelo VAR es mediante las funciones de Impulso–Respuesta, este instrumento es útil para evaluar la congruencia y sensibilidad dinámica de las variables especificadas en el modelo, por tal razón es muy eficiente para evaluar y proponer políticas económicas y para

[28] En el APÉNDICE (apartado 2) proveemos una explicación técnica de las Funciones de Impulso-Respuesta de los modelos VAR tomando información del libro de (G.S.MADDALA, 1992)

esto se debe trabajar con errores no correlacionados, es decir con una matriz triangular de varianzas y covarianzas, ya que si no es así no es posible precisar la respuesta de las variables ante impulsos de variables específicas.

Esta herramienta macroeconométrica analiza cuál es el impacto en todo el sistema de un shock unitario en alguna de las variables, manteniendo las otras constantes, para una mejor comprensión del instrumento se ha realizado el siguiente ejemplo:

Siguiendo la metodología de (Monteverde & Rengifo) se supone que se tiene los coeficientes de un modelo VAR (1), los cuales se presentan de forma matricial de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (2.\ 39)$$

Si se da un shock unitario en la variable $y_{1,t}$ en el periodo cero, es decir:

$$\begin{bmatrix} y_{1,0} \\ y_{2,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 40)$$

Entonces el impacto de este shock en todas las variables del sistema hasta 5 periodos adelante sería:

$$\begin{bmatrix} y_{1,1} \\ y_{2,1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,0} \\ y_{2,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 \\ 0,1 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 41)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,2} \\ y_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,1} \\ y_{2,1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} 0,7 \\ 0,1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,51 \\ 0,15 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 42)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,3} \\ y_{2,3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,2} \\ y_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} 0,51 \\ 0,15 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,39 \\ 0,17 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 43)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,4} \\ y_{2,4} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,3} \\ y_{2,3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} 0,39 \\ 0,17 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,31 \\ 0,18 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 44)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,5} \\ y_{2,5} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} y_{1,4} \\ y_{2,4} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,2 \\ 0,1 & 0,8 \end{bmatrix} x \begin{bmatrix} 0,31 \\ 0,18 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,25 \\ 0,17 \end{bmatrix} \qquad (2.\ 45)$$

Como podemos observar de las ecuaciones (2.41) a (2.45) la variable $y_{1,t}$ tiende a volver a su media que para este ejemplo es cero y pasa de 0,7 en t=1 a 0,25 en t=5, lo cual significa que el sistema es estable, ya que este sale de su trayectoria de equilibrio y luego de algunos periodos vuelve a él, por otra parte, el efecto del

shock unitario en la variable $y_{1,t}$ hace que la variable $y_{2,t}$ crezca a un ritmo decreciente

Los shocks que sufren las variables del sistema deben desaparecer asintóticamente en el tiempo, de lo contrario estaríamos en presencia de una mala especificación, lo cual hace que al menos una raíz característica sea mayor a la unidad, no tiene sentido económico pensar que ante un shock el sistema explote y no vuelva a ubicarse en otro equilibrio, ya que las fuerzas económicas de los mercados, la acción de los agentes y la intervención de las instituciones económicas impedirán que eso ocurra, con esto podemos ver que este instrumento nos sirve para contrastar la congruencia económica del modelo y su correcta especificación estadística.

Es necesario precisar que si se utiliza la metodología de Cholesky, el orden de asignación de las variable es fundamental debido a que influye directamente sobre los resultados ya que el modelo sigue la línea de causalidad que se le asigna a la especificación, pero este problema puede solventarse resolviendo el modelo con la metodología de (Pesaran, M.H., & Shin, Y., 1998) conocida como impulsos generalizados que es más precisa de usar cuando no se sabe el canal de transmisión de los choques entre variables.

El Gráfico 2.8 presenta los resultados del impulso-respuesta de los shocks en el Gasto Público real y el PIB real para los países de la CAN bajo el modelo de P&W, la representación gráfica muestra el efecto de una variación estándar de cada variable conjuntamente con su efecto final acumulado al final de 10 periodos[29].

Lo que resulta importante del análisis grafico es observar el comportamiento del Gasto público dado un shock en el PIB y viceversa, más que el comportamiento

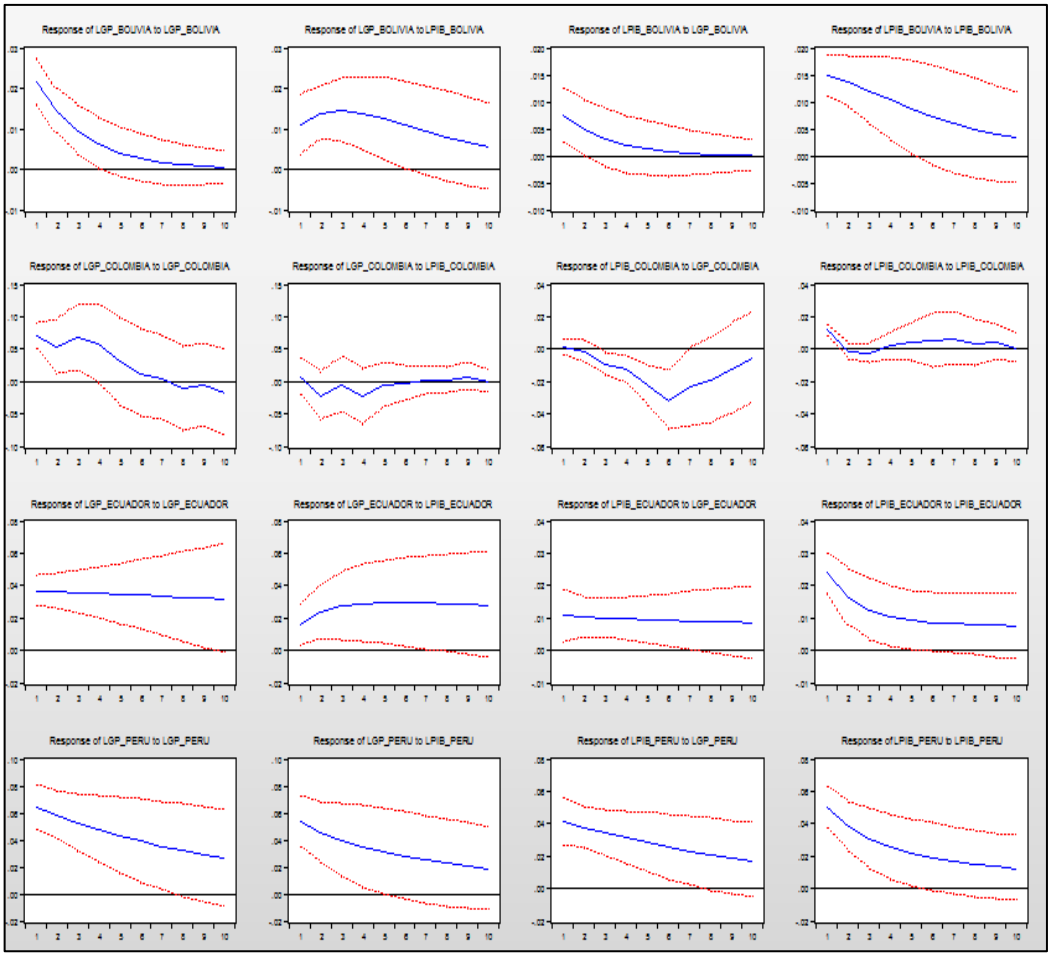
[29] Se contemplan solo el efecto acumulado de corto plazo (10 años posteriores al shock) ya que el VAR es una herramienta de corto plazo a la que no debe exigírsele resultados en un plazo mayor para el que está diseñado (Soto, 2002)

del Gasto público y del PIB frente a un shock en sí mismo. En el modelo P&W para Bolivia hemos encontrado que un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,015% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,005% del PIB estadísticamente relevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, en el caso de Colombia un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a una disminución del 0,02% del Gasto público estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a una disminución del 0,03% del PIB estadísticamente relevante desde el tercer año, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger aplicado en el modelo VAR, analizando a Ecuador pudimos ver que un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,03% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,01% del PIB estadísticamente relevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, por ultimo para el caso de Perú un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,045% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,40% del PIB estadísticamente relevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, cabe recalcar que el modelo P&W para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las variables de las funciones de impulso y respuesta retornan a su senda de

equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias y raíces características mayores a la unidad, debemos destacar que para el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB y el Gasto público según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB y el Gasto público, según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

El análisis de impulso respuesta es una herramienta que ayuda a tomar decisiones políticas en este caso sobre cuál de las dos variables poner mayor prioridad, por ejemplo, en el caso de Colombia la respuesta de PIB dado un shock en el Gasto público, es negativo a pesar de que con el tiempo regresa a su senda normal, entonces este tipo de comportamiento serviría de base para tomar una decisión política si de mejorar la situación económica de un país se trata.

Gráfico 2.8 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de P&W



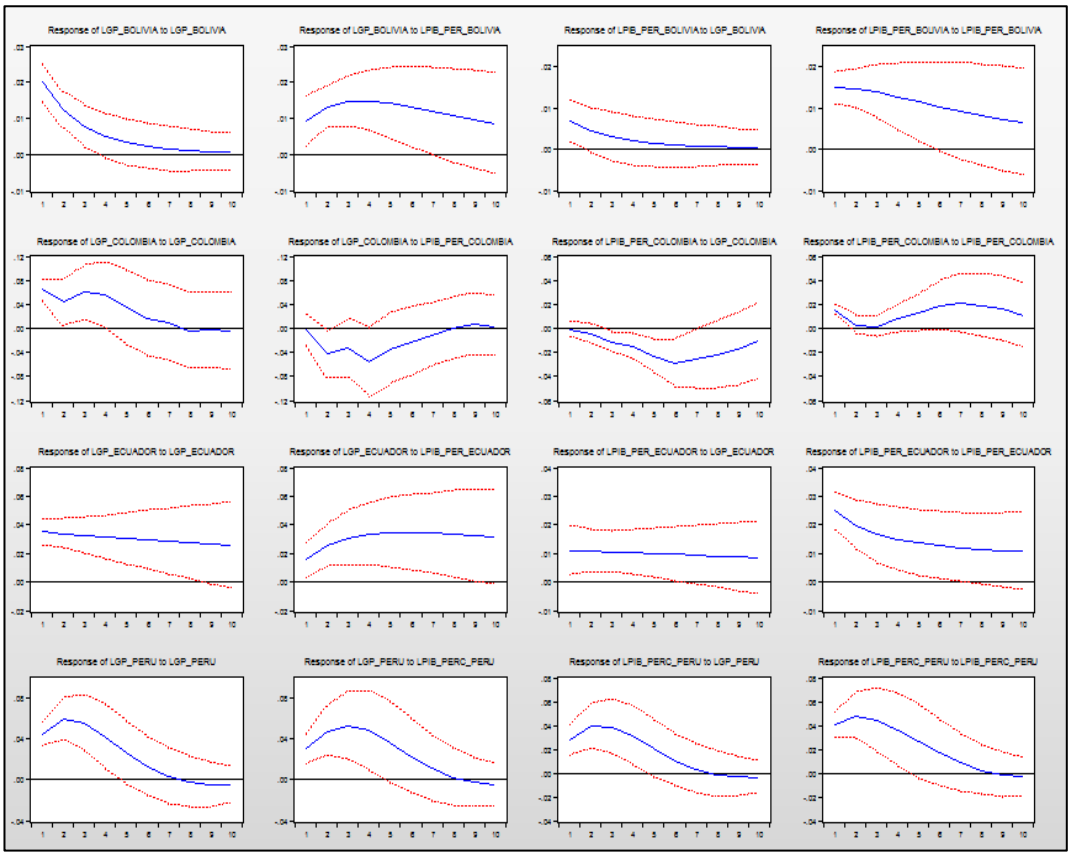
Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.9 muestra los resultados del análisis de impulso respuesta para los países de la CAN a través del modelo de Goffman, como se puede observar que para Bolivia un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,015% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,004% del PIB per cápita estadísticamente relevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, en el caso de Colombia un shock de un

desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a una disminución del 0,04% del Gasto público estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,015% del PIB per cápita estadísticamente relevante para los dos primeros años, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana para los dos primeros años después del shock que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger aplicado en el modelo VAR, analizando a Ecuador pudimos ver que un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,03% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,01% del PIB per cápita estadísticamente relevante hasta el séptimo año después del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, por ultimo para el caso de Perú un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,042% del Gasto público estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,40% del PIB per cápita estadísticamente relevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, cabe recalcar que el modelo Goffman para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las variables de las Funciones de Impulso y Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias y raíces características mayores a la unidad, debemos destacar que para el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB per cápita y el Gasto público según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrá la misma relación dinámica entre el PIB per

cápita y el Gasto público, según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Gráfico 2.9 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del



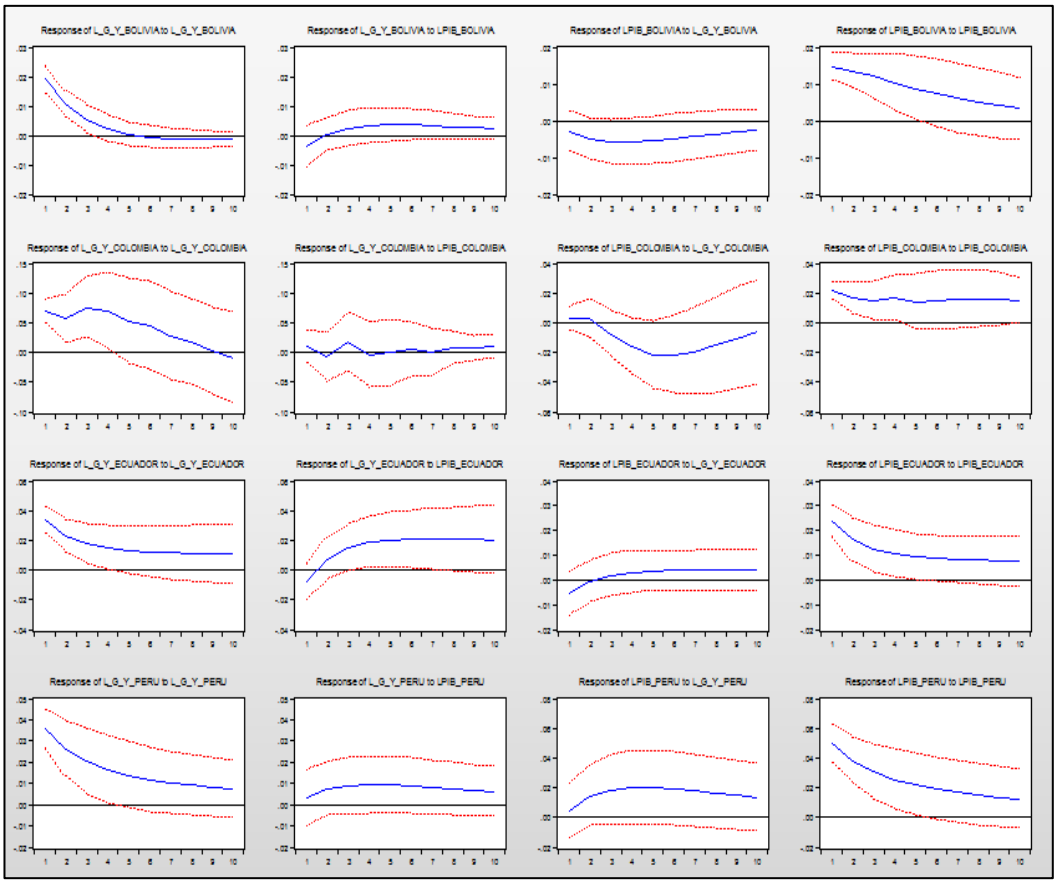
modelo de Goffman
Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.10 describe el comportamiento de la proporción del Gasto público real sobre el PIB y el PIB real, frente a un shock en cada una de estas variables para los países de la CAN bajo la especificación del modelo de Mann. Como se puede observar en dicha grafica para Bolivia un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,005% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente relevante después de un año y medio de la ocurrencia del shock, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a una

reducción del 0,004% del PIB estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la Ley de Wagner que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR que encontraban evidencia a favor de la teoría keynesiana, en el caso de Colombia un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento casi nulo del 0,002% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a una disminución del 0,02% del PIB estadísticamente relevante dos años y medio luego del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana luego de dos años y medio después del shock que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger aplicado en el modelo VAR, analizando a Ecuador pudimos ver que un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,02% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente relevante un año luego del shock, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,005% del PIB estadísticamente relevante un año después del shock después del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y la proporción del Gasto público sobre el PIB que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR que encuentra evidencia a favor de la ley de Wagner, por ultimo para el caso de Perú un shock de un desvío estándar en el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,01% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,02% del PIB estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de no causalidad entre el PIB y la proporción del Gasto público sobre el PIB que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, cabe recalcar que el modelo Mann para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial

las variables de las Funciones de Impulso y Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias y raíces características mayores a la unidad, debemos destacar que para el caso de Ecuador y Bolivia la relación dinámica del PIB y la proporción del Gasto público sobre el PIB según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Perú y Colombia mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB y la proporción del Gasto público sobre el PIB, según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Gráfico 2.10 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Mann

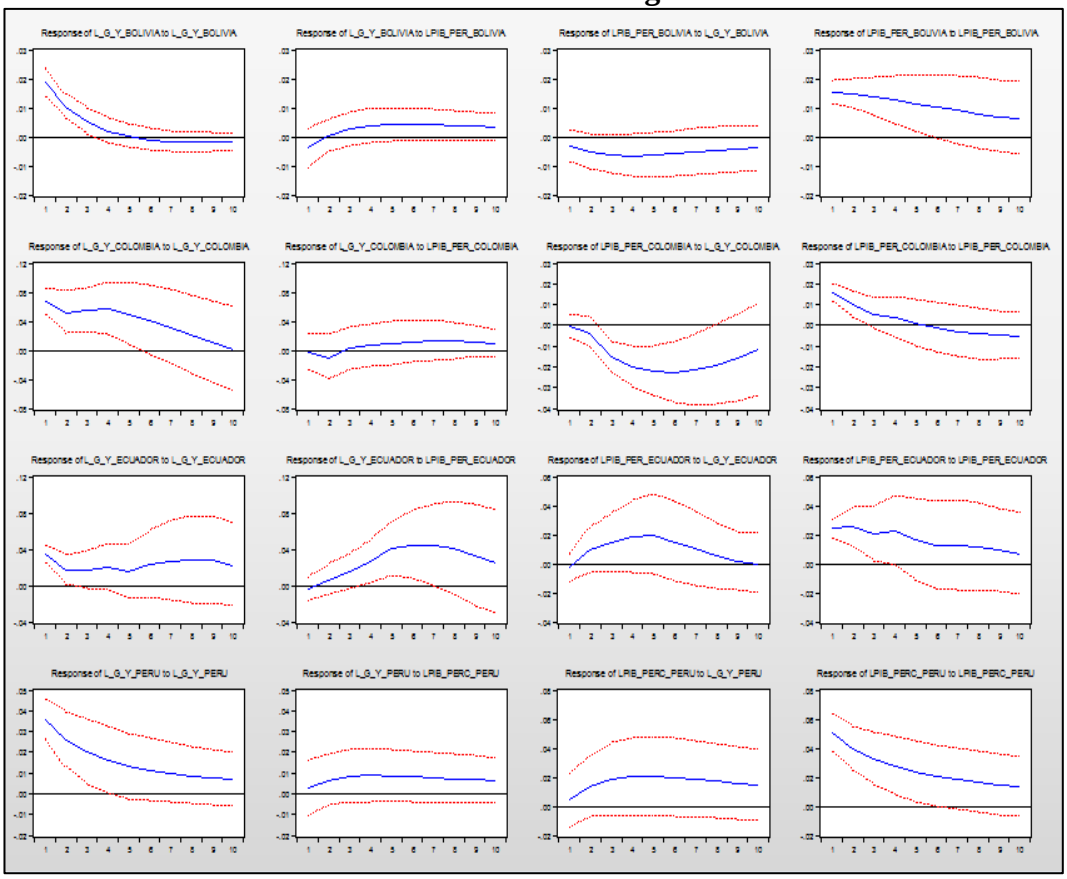


Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.11 muestra el comportamiento de la proporción del Gasto público real sobre el PIB y el PIB per cápita frente a un shock en dichas variables, para los países de la CAN bajo la especificación del modelo de Musgrave encontrando que para Bolivia un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,005% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a una reducción del 0,005% del PIB per cápita estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR que encontraban evidencia a favor de la teoría keynesiana, en el caso de Colombia un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a una disminución del 0,02% hasta el segundo año y un aumento del 0,03% hasta el décimo año de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB per cápita está asociado, en promedio, a una disminución del 0,02% del PIB per cápita estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR que encontraban evidencia a favor de la teoría keynesiana, analizando a Ecuador pudimos ver que un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,04% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente relevante hasta el séptimo año, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,02% del PIB estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la Ley de Wagner que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, por ultimo para el caso de Perú un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado,

en promedio, a un aumento del 0,01% de la proporción del Gasto público sobre el PIB estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en la proporción del Gasto público sobre el PIB está asociado, en promedio, a un aumento del 0,02% del PIB per cápita estadísticamente irrelevante, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, cabe recalcar que el modelo Musgrave para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las variables de las Funciones de Impulso y Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias y raíces características mayores a la unidad, debemos destacar que para el caso de Bolivia y Colombia la relación dinámica del PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Ecuador y Perú mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB, según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Gráfico 2.11 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Musgrave



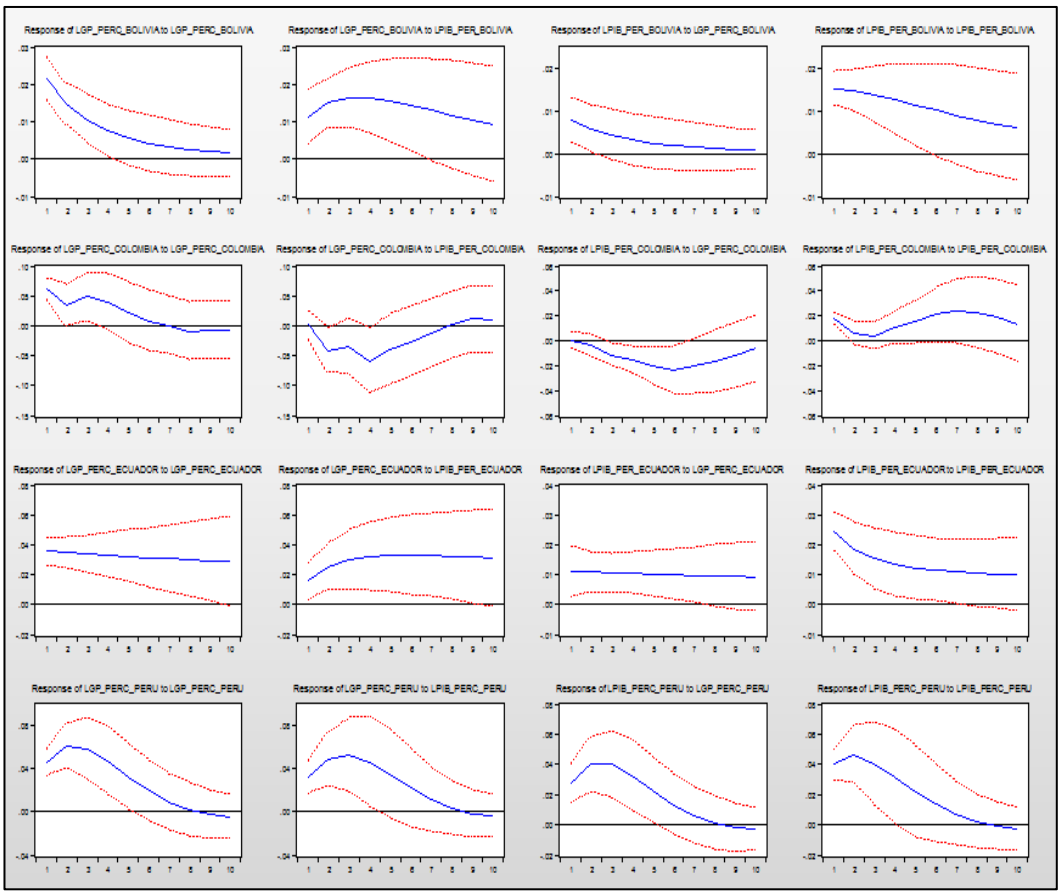
Elaboración: Los Autores

EL Gráfico 2.12 presenta el comportamiento del Gasto público real per cápita y el PIB real per cápita dado un shock en dichas variables, para los países de la CAN bajo la especificación del modelo de Gupta encontrando que para Bolivia un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,015% del Gasto público per cápita estadísticamente relevante hasta el séptimo año después del shock, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público está asociado, en promedio, a un aumento del 0,07% del PIB per cápita estadísticamente irrelevante desde el segundo año después del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita hasta el segundo año después del shock que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del

modelo VAR, en el caso de Colombia un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a una disminución del 0,05% del Gasto público per cápita estadísticamente irrelevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público per cápita está asociado, en promedio, a una disminución del 0,02% del PIB per cápita estadísticamente relevante desde el segundo hasta el sexto año luego del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana desde el segundo hasta el sexto año luego del shock que coincide con los resultados del test de causalidad de Granger aplicado en el modelo VAR, analizando a Ecuador pudimos ver que un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,03% del Gasto público per cápita estadísticamente relevante, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,01% del PIB per cápita estadísticamente relevante hasta el noveno año después del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita hasta el noveno año después del shock que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, ya que este encuentra evidencia empírica a favor de la ley de Wagner, por ultimo para el caso de Perú un shock de un desvío estándar en el PIB per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,042% del Gasto público per cápita estadísticamente relevante hasta el quinto año después del shock, mientras que un shock de un desvío estándar en el Gasto público per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,40% del PIB per cápita estadísticamente relevante hasta el quinto año después del shock, pudiendo de esta forma obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre hasta el noveno año después del shock hasta el quinto año después del shock que no coincide con los resultados del test de causalidad de Granger del modelo VAR, el cual encuentra evidencia de no causalidad entre el PIB per cápita y el Gasto publico per cápita, cabe recalcar que el modelo Gupta para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las variables de las Funciones de Impulso y Respuesta retornan a su senda

de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias y raíces características mayores a la unidad, debemos destacar que para el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB per cápita y el Gasto publico per cápita según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrá la misma relación dinámica entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita, según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Gráfico 2.12 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Gupta



Elaboración: Los Autores

El análisis de impulso-respuesta en todos los modelos que hemos analizado, es una herramienta fundamental para la toma de decisiones en materia de política

fiscal por parte de la autoridad económica, ya que se puede observar como un cambio en esta puede afectar a toda la economía en su conjunto y verse reflejado en el PIB a lo largo del tiempo y saber si lo más conveniente es tomar medidas discrecionales o reglas en la política económica del país que estabilicen a la economía y hagan que el sistema económico mitigue en el corto plazo un shock externo o interno de cualquier tipo.

2.10.3 ANÁLISIS DE DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

La descomposición de varianza es un complemento muy importante del análisis de impulso-respuesta, ya que permite medir, en diferentes horizontes del tiempo, el porcentaje de volatilidad de una variable, ante los choques de las demás, de este modo podemos observar el efecto que tienen las perturbaciones de todas las variables sobre las demás en forma dinámica, la medición de la importancia que tiene una perturbación sobre la volatilidad de las otras variables que componen el sistema, se la mide a través de ponderaciones de las variables, de acuerdo a la influencia que esta tiene sobre la volatilidad de las demás en diferentes momentos del tiempo.

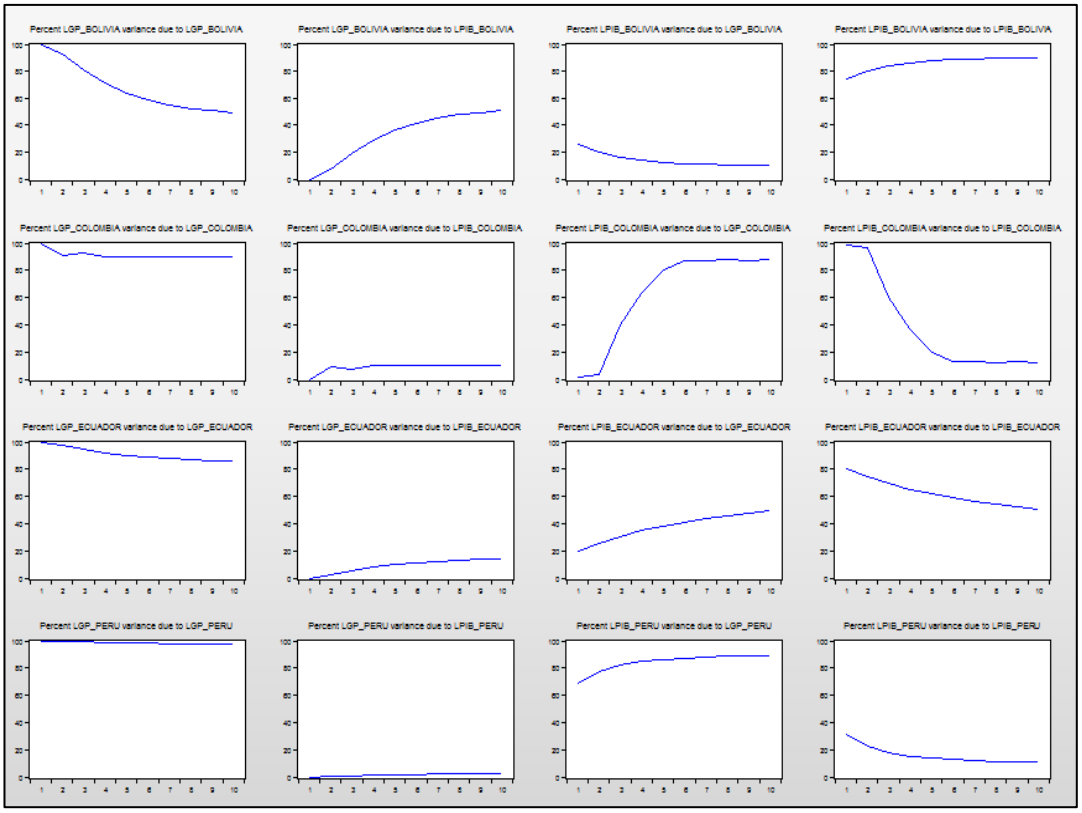
Se debe tener en cuenta que la metodología de Cholesky en el análisis de impulso-respuesta junto con el de la descomposición de varianza depende del orden que se le ha asignado a priori a las variables, sin embargo, si seguimos el procedimiento de Pesaran y Shin podemos eludir este contratiempo.

El Gráfico 2.13 muestra los resultados de la descomposición de varianza para los países de la CAN bajo el modelo de P&W, la misma que nos permite medir la proporción de la variabilidad del Gasto público real frente a un shock en el PIB real y viceversa, así como también la variabilidad del Gasto público real y el PIB real dado un shock en sí mismas, sobre un horizonte de predicción de 10 periodos de forma dinámica. En dicha gráfica podemos observar que para Bolivia la variabilidad del Gasto público real frente a un shock en el PIB real, se explica en forma porcentual creciente desde el inicio del periodo hasta por encima del 40% al

final del mismo, mientras que la variabilidad del PIB real frente a un shock en el Gasto público real se explica en un 30% aproximadamente.

En el caso de Colombia la variabilidad del Gasto público real como consecuencia de un shock del PIB real se explica en un crecimiento porcentual aproximado de un 10% manteniéndose estable hasta el final del periodo, por otro lado, la variabilidad del PIB real dado un shock en el Gasto público real crece porcentualmente de forma significativa desde el inicio del periodo hasta un 90% aproximadamente. La variabilidad del Gasto público real y el PIB real para el Ecuador muestran un crecimiento porcentual desde el inicio del periodo en un 20% hasta el final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real se explica entre un 20% y el 50% en el mismo periodo. Para Perú la variabilidad del Gasto público frente a un shock del PIB real no muestra una reacción notable, esta solo se explica en un crecimiento aproximadamente de 1%, mientras que la variabilidad del PIB real muestra una reacción significativa dado un shock en el Gasto público real y se explica entre un 50% y el 90% en el periodo establecido.

Gráfico 2.13 Descomposición de Varianza de los países de la CAN bajo el Modelo de P&W

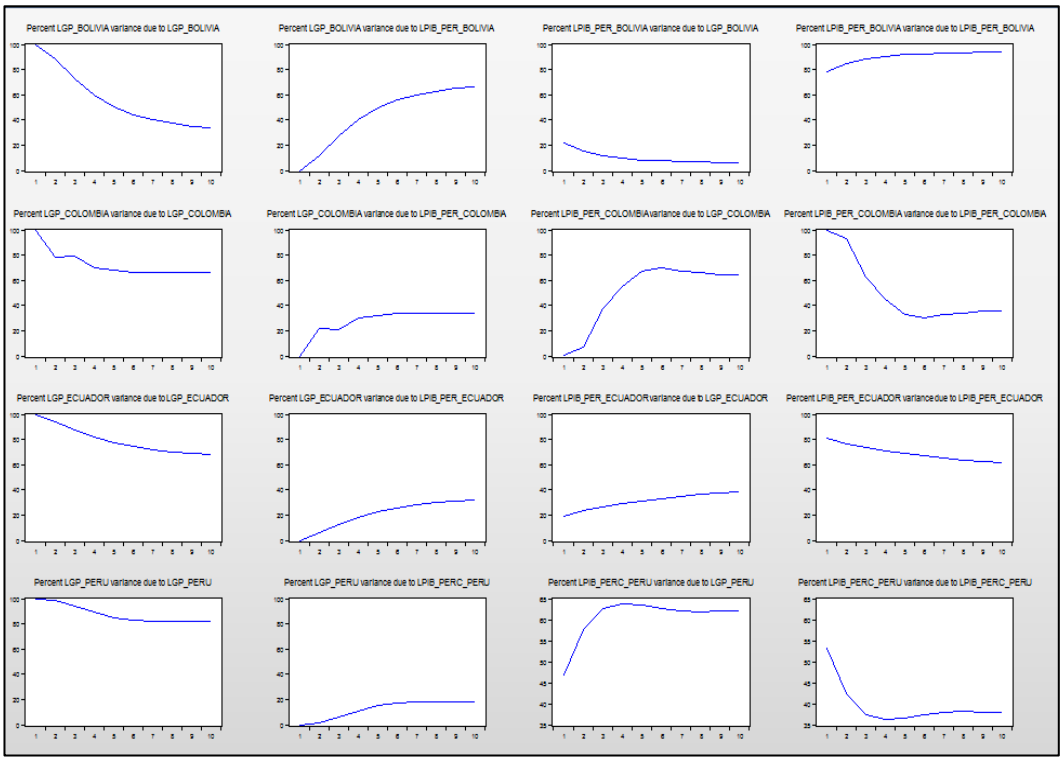


Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.14 muestra los resultados de la descomposición de varianza de los países de la CAN bajo la especificación del modelo de Goffman. Se puede observar que para Bolivia la variabilidad del Gasto público real frente a un shock del PIB real per cápita se explica en forma porcentual creciente de manera significativa de hasta un 70% al final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita como consecuencia de un shock del Gasto público real se ve explicado de hasta un 20% aproximadamente. En el caso de Colombia la variabilidad del Gasto público real ante un shock en el PIB real per cápita muestran un crecimiento porcentual desde el inicio del periodo hasta un 35% de forma aproximada, manteniéndose constante hasta el final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita crece porcentualmente en un 70% en el

quinto periodo y luego comienza a descender lentamente. Para el Ecuador la variabilidad del Gasto público real y el PIB real per cápita se explican de forma creciente, en el primer caso se puede observar que al final del periodo el shock del PIB real per cápita se ve reflejado en aproximadamente un 30%, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita se explica entre un 20% y el 40% dentro del periodo establecido. En el caso peruano la variabilidad del Gasto público real se mantiene constante en un 20% a partir del sexto periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita reacciona significativamente al shock ocasionado en el Gasto público real entre un 47% y el 64% desde el primer hasta el cuarto periodo, donde comienza a descender lentamente hasta un 62% al final del periodo.

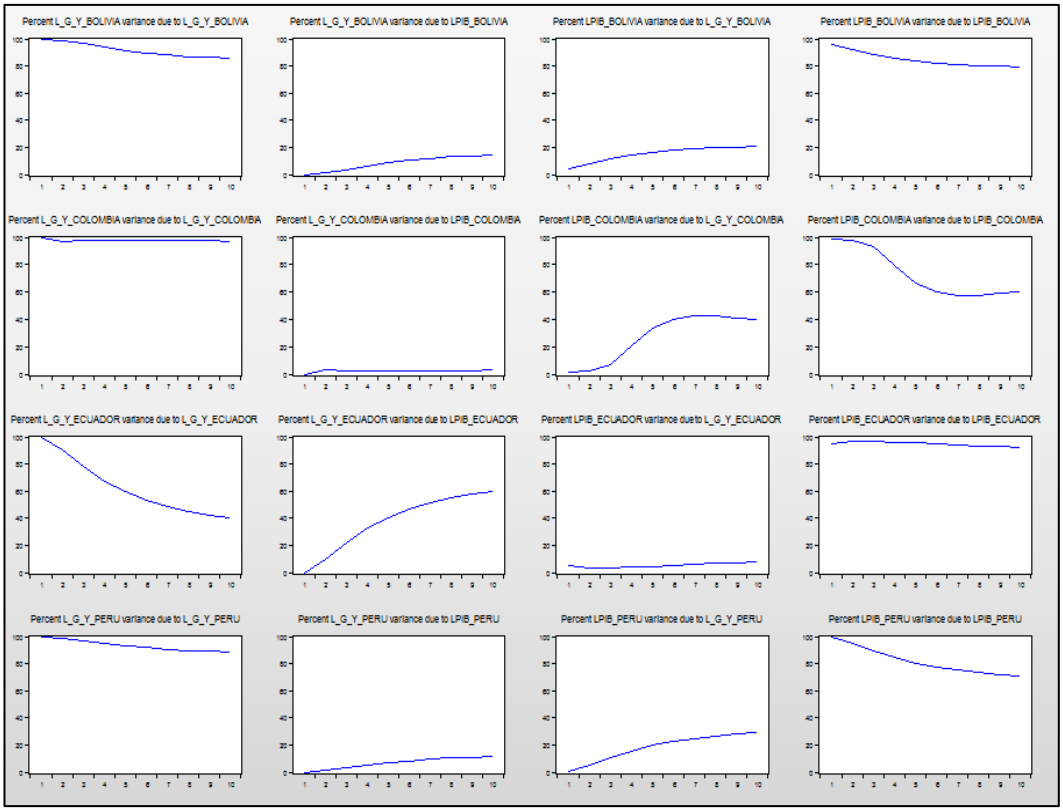
Gráfico 2.14 Descomposición de Varianza de los países de la CAN bajo el Modelo de Goffman



Elaboración: Los Autores

En el Gráfico 2.15 podemos observar la descomposición de varianza para los países de la CAN bajo el modelo especificado de Mann. Para Bolivia la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB frente a un shock en el PIB real se ve reflejado en un crecimiento porcentual de hasta un 15% al final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real frente a un shock en la proporción del Gasto real sobre el PIB se ve reflejado en un crecimiento porcentual al final del periodo hasta un 20%. Para el caso de Colombia la variabilidad de la proporción del gasto real sobre el PIB no muestra una reacción significativa como se puede observar este solo tiene una repercusión de un 1% dado un shock en el PIB real, por otro lado, la variabilidad del PIB real muestra un crecimiento porcentual significativo a pesar de que se puede observar que presenta un descenso pequeño a partir del octavo periodo, prolongándose hasta un 39% en lo resta del periodo. En Ecuador la variabilidad de la proporción del gasto real sobre el PIB es más significativa que la variabilidad del PIB real, como se puede observar en el primer caso la variabilidad se explica en un 60% al final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real crece lentamente llagando a un 10% al final del periodo. En el caso de Perú la variabilidad del PIB real tiene más repercusión que la variabilidad de la proporción del gasto real sobre el PIB, con un crecimiento porcentual de 30% y un 12% respectivamente al final del periodo.

Gráfico 2.15 Descomposición de Varianza de los países de la CAN bajo el Modelo de Mann.

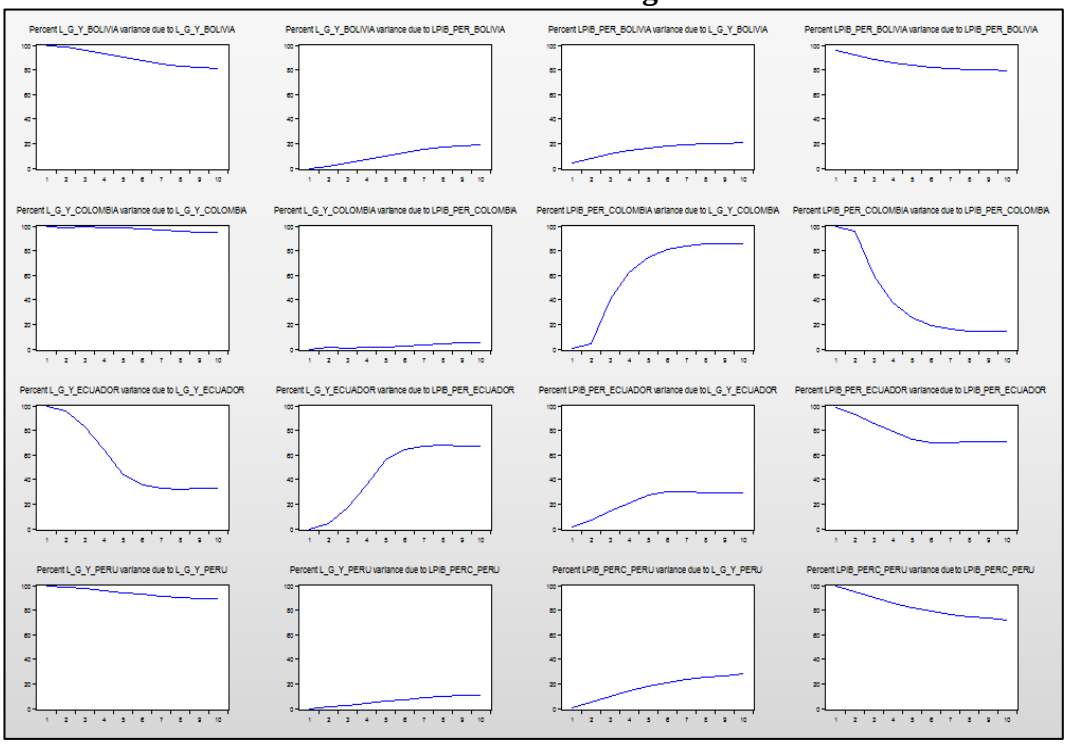


Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.16 muestra los resultados de la descomposición de la varianza para los países de la CAN bajo la especificación del modelo de Musgrave. Como se puede observar para Bolivia la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB frente a un shock en el PIB real per cápita y viceversa muestran un crecimiento porcentual de un 20% al final del periodo. Para Colombia la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB responde de forma poca significativa explicándose en tan solo un 2% al final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita frente a un shock de la proporción del Gasto real sobre el PIB reacciona significativamente llagando hasta un 51% la final del periodo. En el Ecuador la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB comparada inversamente reacciona de forma significativa explicándose al final del periodo en un 70%, mientras que en el sentido inverso solo se explica en un 30%.

En el caso de Perú la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB no es muy significativa esta solo se explica en un 10% al final del periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita se explica en un 30%.

Gráfico 2.16 Descomposición de Varianza de los países de la CAN bajo el Modelo de Musgrave.

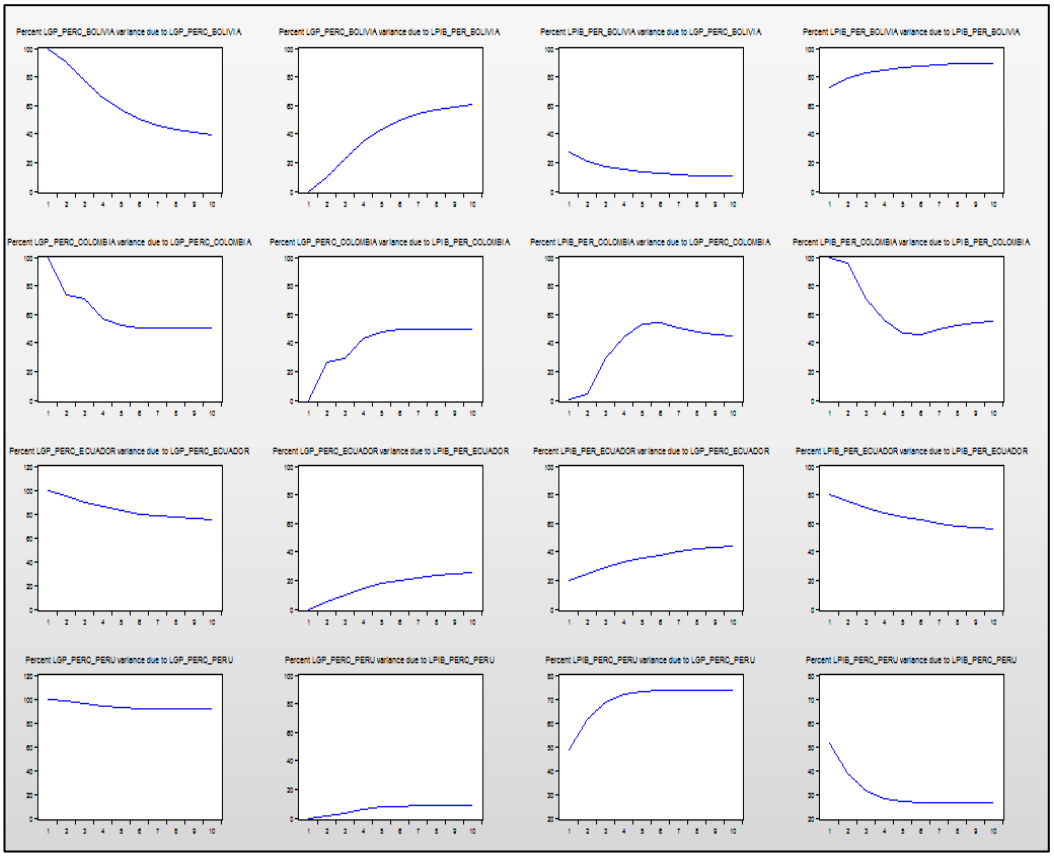


Elaboración: Los Autores

El Gráfico 2.17 presenta los resultados de la descomposición de la varianza para los países de la CAN bajo el modelo especificado de Gupta. Se puede observar que para Bolivia la variabilidad del Gasto público real per cápita frente a un shock en el PIB real per cápita es significativa desde el inicio del periodo llegando a explicarse hasta un 60 %, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita como consecuencia de un shock en el Gasto público se explica hata un 30% aproximadamente. Para Colombia la variabilidad del Gasto público real per cápita muestra un comportamiento creciente de un 50% hasta el quinto periodo y a partir de este se matiné constante, por otro lado, la variabilidad del PIB real per cápita se explica en un 58% hasta el sexto periodo, luego comienza a descender lentamente.

Para el Ecuador la variabilidad de Gasto público real y el PIB real per cápita muestran un comportamiento similar a lo largo del periodo explicándose en un 25% y 40% respectivamente. En el caso de Perú la variabilidad del Gasto real per cápita no se ve reflejado significativamente como se puede observar esta solo se explica en un 10% hasta el final de periodo, mientras que la variabilidad del PIB real per cápita se explica entre 50 % y el 75% a largo del periodo.

Gráfico 2.17 Descomposición de Varianza de los países de la CAN bajo el Modelo de Gupta.



Elaboración: Los Autores

El análisis de descomposición de varianza al igual que la metodología de impulso-respuesta sirve de base para tomar decisiones por parte de la autoridad económica en materia de política fiscal y a la vez analiza la teoría en concordancia con los datos reales, mediante el impacto de un shock en cualquiera de las variables en estudio en el ámbito económico.

CAPÍTULO III: ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE LOS PAÍSES DE LA CAN MEDIANTE EL MODELO VAR CON DATOS DE PANEL (PVAR)

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

3.1 MODELO VAR

Los modelos vectoriales autorregresivos (VAR) han sido empleados ampliamente por los macroeconomistas quienes buscan estimar la evolución y la interdependencia entre determinadas series temporales. Las estimaciónes de los modelos VAR con datos de panel resultan ser apropiados principalmente porque permiten controlar la heterogeneidad no observada, además de proporcionar una estimación consistente de los parámetros (Juessen & Linnemann, 2010).

El análisis de las interrelaciones dinámicas entre series temporales macroeconómicas bajo el concepto de los modelos VAR se destaca en el trabajo de (Sims C. A., 1980), que ha servido de base para estudios posteriores. Los modelos VAR resultan ser útiles si de determinar una relación entre variables se trata, razón por la cual en este capítulo nos centraremos en la estimación de un modelo PVAR para cada uno de los modelos planteados por los cinco autores que se han venido analizando desde un principio, es decir un modelo VAR con datos de panel; con la finalidad de establecer la relación entre el Gasto público real y el PIB de los países de la CAN, tomando en cuenta que los modelos PVAR tienen la misma estructura de los modelos VAR, diferenciándose principalmente en que el PVAR considera una dimensión transversal y temporal.

La forma general de un modelo VAR para una variable Y_t de orden p es

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \cdots + B_p Y_{t-p} + C x_t + u_t \tag{3.1}$$

En donde Y'_t es el vector de variables endógenas de dimensión $Px1$, $B'_i = (B'_1 \ldots B'_p)'$ corresponde a la matriz de parámetros de las variables rezagadas Y_{t-i} de dimensión PxP.

3.2 VENTAJAS DEL ANÁLISIS VAR

En la especificación VAR no restringida, se asume que todas las variables son endógenas ya que no hay una ecuación para cada variable, evitando distinciones

innecesarias entre variables endógenas y exógenas. El hecho de que no asuma a priori la relación de causalidad entre las variables es particularmente útil para las variables fiscales que a menudo se determinan conjuntamente. Este método se utiliza con frecuencia para ayudar a descubrir hechos y las características de los datos (Martin, 2010), por lo tanto, utilizar el modelo VAR puede estar mejor ajustado al marco teórico del modelo de crecimiento endógeno.

Los modelos VAR, según (Ramos & Roca-Sagales, 2008) son apropiados para estimar los impactos a mediano y largo plazo por al menos tres razones:

En primer lugar, tienen en cuenta la dinámica de interdependencia entre variables, así como su efecto sobre otras variables tanto a corto como a largo plazo. Esto es primordial cuando el impacto de un retraso entre un cambio de política y su aplicación posterior no se puede subestimar. Además, los efectos a corto y largo plazo pueden diferir tanto en su dirección como en su magnitud.

En segundo lugar, los modelos VAR se usan cuando las variables de interés son endógenas, como es el caso de nuestro estudio, donde el PIB y el Gasto público se representan como funciones lineales que dependen de sus propios rezagos y de los rezagos de la otra variable, es decir que las dos variables se encuentran interrelacionadas por medio de sus valores rezagados, lo cual hace posible que se pueda analizar los movimientos de las dos variables al mismo tiempo y su interdependencia en el corto plazo. En nuestro caso planteamos la hipótesis de que existe endogeneidad entre el Gasto Público y el PIB que representa el crecimiento económico en los países de la CAN, esto con el objetivo de verificar si el gasto público influye en el PIB (Ley de Keynes) o si el PIB es el que influye en el gasto público (Ley de Wagner) o si existe bidireccionalidad (Ley de Keynes y Ley de Wagner).

Por último, los modelos VAR no son demasiado exigentes con los datos, debido a que estos modelos están constituidos por ecuaciones sin restricciones, en las cuales existen el mismo conjunto de variables explicativas representadas por los

rezagos de cada una de las variables del modelo, dando más importancia a la memoria histórica de los datos y basándose menos en la teoría económica, lo cual ha incentivado a las investigaciones empíricas sobre los efectos macroeconómicos de diferentes shocks en la relación de variables como el Gasto público y el PIB no solo en un determinado momento si no en su interdependencia temporal, como señala (RODRÍGUEZ, 2016) los shocks que se transmiten entre variables permiten observar como el comportamiento pasado de las variables han influido en su comportamiento actual y como estos shocks afectarían a las otras variables en el futuro, lo cual servirá para realizar escenarios posibles para la toma de decisiones de política pública.

Las técnicas VAR se han utilizado principalmente para analizar datos de series temporales macroeconómicas, trabajos como (Dees, Di Mauro, Pesaran, & Smith, 2007) y (Canova & Ciccarelli, 2009) muestran que los VAR tienen la capacidad de modelar los choques que se transmiten entre los países, tanto en el ámbito financiero como en el ámbito fiscal. En nuestro caso tenemos N=4 países (Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú), cada uno con G=2 variables macroeconómicas (PIB y Gasto público) observadas para T=31 períodos (1985 a 2015). Con esta información, el PVAR es el instrumento adecuado para analizar la transmisión internacional de los choques macroeconómicos sobre el PIB o el Gasto Público.

3.3 MODELO VAR PARA DATOS DE PANEL

¿Por qué aplicar un panel de vectores autorregresivos y no un modelo VAR simple?

La estimación de un modelo VAR en ocasiones se ha visto limitada especialmente por la falta de información para series largas, frente a esta limitación se optaría por periodos de tiempo cortos, sin embargo, el inconveniente surge al momento de contrastar las pruebas estándar, entonces es aquí que los datos de panel encajan

adecuadamente incrementando así el número de grados de libertad al tomar en cuenta tanto la dimensión temporal como la dimensión tranversal.

Según el argumento de (Maddala & Kim, 1998), el incremento de los grados de libertad introducidos por la variabilidad de la sección transversal tiene un costo que es la heterogeneidad y sólo bajo criterios de homogeneidad muy estrictos los métodos de panel pueden proporcionar una mejora respecto a los métodos de series de tiempo estándar.

Las heterogeneidades individuales no observadas ya sean aleatorias o fijas acarrean el problema de que si estas están presentes los estimadores del panel dinámico serán inconsistentes, entonces frente a esta problemática han surgido investigaciones teóricas e empíricas, proponiendo así la incorporación de variables instrumentales basadas en trabajos de (Anderson & Hsiao, 1982) o (Arellano & Bond, 1991), el enfoque más reciente sobre la metodología de un PVAR es el de (Hsiao, 2003) entre otros.

3.4 DIFERENCIA ENTRE UN PVAR Y UN PANEL DINÁMICO UNIVARIANTE[30]

Un modelo PVAR y un panel dinámico univariante presentan una diferencia importante, ya que la especificación VAR puede permitir que una variable endógena de interés (por ejemplo, la i-ésima variable macroeconómica para el j-ésimo país) dependa de varios rezagos de: i) la variable endógena en sí; ii) otras variables macroeconómicas de ese país; y iii) variables macroeconómicas de todos los demás $N-1$ país. En el PVAR la endogeneidad se mitigaría gracias a su estructura autorregresiva, pudiéndose de esta forma realizar proyecciones de varios períodos en el futuro mediante las descomposiciones de Varianza del error de pronóstico y las funciones de Impulso-Respuestas, que son los instrumentos más importantes de un PVAR (Koop & Korobilis, 2014).

[30] Para esta exposición nos hemos basado en el documento de (Koop & Korobilis, 2014) en el cual se da una clara exposición sobre las interdependencias dinámicas (ID), interdependencias estáticas (IE) y la existencia de Heterogeneidades (CSH) que podrían existir en un modelo PVAR.

El PVAR se caracteriza por tener dependencias ya sean de carácter dinámicas o estáticas, además cabe la posibilidad de la presencia de heterogeneidad en los coeficientes de las variables macroeconómicas, que en este caso serían de los países que se estén estudiando. Un caso en particular donde el número de países N resulta ser grande, esto implica que el número de parámetros tiende a ser mayor al número de observaciones, ocasionando así el problema de la sobre parametrización, lo cual hace que los parámetros del modelo PVAR sean inconsistentes y sesgados, por lo que se hace necesario imponer restricciones; siguiendo a (Canova & Ciccarelli, 2013) estas restricciones son:

- La ausencia de interdependencias dinámicas (ID), las cuales se presentan cuando las variables rezagadas de un país afectan a las variables de otro país, que ocurre si los errores de los VAR de dos países están correlacionados. Frecuentemente se investiga si existen interdependencias dinámicas entre países o se estima los PVAR restringidos que carecen de tales interdependencias, para definir formalmente las interdependencias dinámicas entre los países j y k partimos de la matriz de coeficientes de PVAR $A_{p,jk}$ (para $p = 1, \dots, P$) de orden GxG en la cual se verifica la introducción de los retardos de las variables dependientes del país k en el VAR del país j, es decir:

$$A_p = \begin{bmatrix} A_{p,1} \\ A_{p,2} \\ \vdots \\ A_{p,N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{p,11} & A_{p,12} & \cdots & A_{p,1N} \\ A_{p,21} & A_{p,22} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & A_{p,(N-1)N} \\ A_{p,N1} & \cdots & A_{p,N(N-1)} & A_{p,NN} \end{bmatrix}$$

Dentro del VAR irrestricto, podemos definir $N(N-1)$ restricciones que eliminen la interdependencia dinámica entre el país j y el país k imponiendo las restricciones de que $A_{1,jk} = \cdots = A_{p,jk} = 0$ para $j, k = 1 \dots, N$ y $j \neq k$. Es importante recalcar que la interdependencia dinámica puede ir en una sola dirección, por ejemplo, pueden existir

interdependencias dinámicas desde Ecuador hacia Perú, pero no existen interdependencias dinámicas desde Perú hacia Ecuador.

- Las Interdependencias estáticas (IE) están representadas a través de la matriz de varianza-covarianza de los errores, en donde $\sum_{jk} = 0$ indica la ausencia de interdependencias estáticas entre los países j y k . Podemos definir $\frac{N(N-1)}{2}$ restricciones para los PVAR´s imponiendo la restricción de que $\sum_{jk} = 0$ para $j, k = 1 \dots, N$ y $j \neq k$, contrario a las restricciones de interdependencia dinámica, las restricciones de interdependencia estática van en ambas direcciones, es decir si existe interdependencia estática desde Ecuador a Perú, esta también iría de Perú a Ecuador.
- Heterogeneidades (CSH) ocurren cuando dos países tienen un modelo VAR con diferentes coeficientes dejando de lado la homogeneidad ya que esta surge cuando los coeficientes de las variables rezagadas para los dos países son iguales es decir si $A_{p,jj} = A_{p,kk}\ para\ j \neq k\ y\ p = 1, \dots, P$, de este modo, podemos construir $\frac{N(N-1)}{2}$ restricciones que imponen homogeneidad entre dos países. También podríamos examinar las restricciones que imponen la homogeneidad de covarianzas de error, pero como estas suelen ocurrir muy pocas veces en estudios macroeconómicos y financieros no lo hacemos en la práctica.

3.5 ESTRUCTURA DEL MODELO VAR PARA DATOS DE PANEL[31]

Un Panel de Vectores Autoregresivos (PVAR) cuya metodología fue empleada por (Holtz-Eakin & Rosen, 1988), combina el modelo VAR tradicional como el

[31] Para este apartado teórico hemos utilizado el documento de (Toledo, Septiembre 2012), (Arellano M. , 2003) y (Hsiao, 2003).

descrito en la ecuación (3.1), en el que todas las variables del sistema son endógenas, con técnicas de estimación para datos de panel, lo que permite tomar en consideración la existencia de heterogeneidades individuales. El PVAR se aplica con el Método Generalizado de Momentos (GMM) que como ya mencionamos anteriormente es una técnica econométrica de panel dinámico que nos permite considerar la potencial endogeneidad del Gasto Público en un modelo de crecimiento endógeno a un costo bajo y construir sistemas para examinar empíricamente distintos temas sin imponer demasiadas restricciones teóricas (Sims C. A., 1980). Los modelos de vectores autorregresivos aplicados a datos de panel (PVAR) tienen la misma estructura que los modelos VAR que expusimos en la ecuación (3.1) en el cual todas las variables son endógenas a diferencia de que a la dimensión temporal del VAR se le añade una dimensión transversal y dependiendo de la investigación se puede añadir un vector de variables exógenas.

En este caso el vector y_t pasa a ser $y_{i,t}\ con\ i = 1 \dots . N$ que en nuestro caso representa a los países de la CAN y t representa a la dimensión temporal en nuestro caso el periodo desde 1985 a 2015, teniendo asi que $Y_t = (y'_{1t}, y'_{2t}, \dots, y'_{Nt})'$, el PVAR quedaría representado de la siguiente manera:

$$\Phi(L)y_{i,t} = y_{i,t} - \emptyset_1(L)y_{i,t-1} + \emptyset_2(L)y_{i,t-2} + \cdots + \emptyset_p(L)y_{i,t-p} \qquad (3.2)$$
$$= \alpha^* + \varepsilon_{i,t}; i = 1, \dots, N\ t = 1, \dots, T$$

Donde $y_{i,t}$ es un vector $mx1$ de variables aleatorias observables, α^* es un vector $mx1$ de constantes específicas de los individuos que varían con $i, \varepsilon_{i,t}$ es un vector $mx1$. $\varepsilon_{i,t} \sim i.i.d(0, \Omega)$ y Φ(L) es un polinomio de orden p en el operador de rezago L. Las inferencias en los VAR dependen principalmente de que los procesos tengan una tendencia determinística, estocástica o que sean estacionarios. Además, dependiendo de la investigación se podría examinar la presencia de cointegración y si el sistema está cointegrado determinar su rango. Para tomar en cuenta esas consideraciones el modelo (3.1) se puede representarse como:

$$\Phi(\mathrm{L})\left(y_{i,t}-\alpha_i-\beta t\right)=+\varepsilon_{i,t} \qquad (3.3)$$

Donde las raíces de la ecuación de determinante: $|\Phi(\rho)|=0$, deben ser iguales o mayores a uno. Todas las raíces deben estar fuera del círculo unitario. Bajo el supuesto de que los elementos aleatorios tienen valor esperado igual a cero, tenemos:

$$E\left(y_{i,t}-\alpha_i-\beta t\right)=0 \qquad (3.4)$$

Para tomar en cuenta la posibilidad de raíces unitarias suponemos que:

$$E\left(y_{i,t}-\alpha_i-\beta t\right)\left(y_{i,t}-\alpha_i-\beta t\right)'=\Psi_t \qquad (3.5)$$

Las expresiones dadas por (3.3), (3.4) y (3.5) conjuntamente con la condición para el determinante describen el modelo PVAR general.

3.6 METODO DE ESTIMACIÓN DEL MODELO DE PANEL DE VECTORES AUTOREGRESIVOS PVAR

El modelo PVAR bajo la estimación GMM es proporcionado por (Abrigo & Love, 2015) quienes desarrollaron una técnica en Stata para trabajar el modelo PVAR. Este trabajo seguirá su modelo y la técnica para probar la relación entre el PIB y el Gasto Público y contrastar las hipótesis de Keynes y Wagner basandonos en los datos nacionales a partir de 1985-2015 del Banco Mundial (BM), tomando como año base el 2010 para los países de la Comunidad Andina.

El método GMM extendido por (Arellano & Bond, 1991), establece que para obtener estimadores consistentes N deber ser amplio y la dimensión de T debe ser pequeña, sin embargo en nuestro caso estamos en un sentido opuesto, es decir contamos con un N igual a cuatro y un T de 31, entonces frente a esta situación en la teoría económica se propone el estimador LSDV (Mínimos Cuadrados con Variables Dummy), sin embargo (Beggs, 1986) señala que los procesos de series temporales pueden ser identificados para muestras que incluyan al menos 25 observaciones y 5 países, afirmando así que en situaciones empíricas los

métodos espectrales pueden ser utilizados donde en muchas ocasiones fueron evitados. Entonces siguiendo a (Beggs, 1986) proponemos el modelo PVAR, cuya estructura lo describimos a continuación tomando como base a la metodología de (Abrigo & Love, 2015).

El modelo (3.2) de Panel de Vectores Autoregresivos con k variables de orden p con efectos fijos puede ser representado por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_{it} + e_{it} \qquad (3.6)$$

$$i \in \{1,2,\dots,N\}, t \in \{1,2,\dots,T\}$$

Donde Y_{it} es un vector (1xk) de variables dependientes; X_{it} es un vector (1xL) de covariables exógenas; u_{it} es un vector de shocks de efectos fijos de las variables dependientes y e_{it} representa un vector de errores idiosincráticos.
Las matrices $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ de orden (kxk) y la matriz B de orden (lxk) son parámetros que deben ser estimados. Asumimos que las innovaciones tienen las siguientes características: $E[e_{it}] = 0$, $E[e'_{it}e_{it}] = \sum$ y $E[e'_{it}e_{is}] = 0\ para\ todo\ t > s$.

Los parámetros del modelo PVAR representado por la ecuación (3.6) pueden estimarse conjuntamente por medio de efectos fijos o, sin ellos mediante alguna transformación, utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) ecuación por ecuación, sin embargo con la presencia de variables dependientes rezagadas en el lado derecho del sistema de ecuaciones, conducirían a estimaciones sesgadas incluso con un gran número de observaciones de corte trasversal, N (Nickell, 1981). Aunque el sesgo se aproxima a cero cuando se hace más grande T, las simulaciones de (Judson & Owen, 1999) encontraron un sesgo significativo, incluso cuando T= 30, por esta razón es necesario eliminar los efectos fijos de la ecuación (3.6) por medio de alguna transformación, que se explica a continuación.

El modelo PVAR transformado y en función de la ecuación (3.6) puede ser representado como sigue:

$$Y^*{}_{i,t} = \overline{Y^*{}_{\iota,t}}\, A + e^*{}_{i,t} \qquad (3.7)$$

Desglosando la ecuación (3.6) tenemos:

$$Y^*{}_{i,t} = \left[Y^{1*}{}_{i,t} \quad Y^{2*}{}_{i,t} \dots Y^{k-1*}{}_{i,t} \;\; Y^{k*}{}_{i,t}\right]$$

$$\overline{Y^*{}_{\iota,t}} = \left[Y^*{}_{i,t-1} \quad Y^*{}_{i,t-2} \dots Y^*{}_{i,t-p+1} \;\; Y^*{}_{i,t-p}\right]$$

$$e^*{}_{i,t} = \left[e^{1*}{}_{i,t} \quad e^{2*}{}_{i,t} \dots e^{k-1*}{}_{i,t} \;\; e^{k*}{}_{i,t}\right]$$

$$A' = \left[A'_1 \;\; A'_2 \;\; \dots \;\; A'_{p-1} \;\; A'_p\right]$$

Donde el asterisco representa alguna transformación de la variable original y el número superíndice representa la ecuación. Si denotamos la variable original como m_{it}, a continuación, la transformación en primeras diferencias implica que $m^*{}_{it} = m_{it} - \overline{m_{\iota t}}$, donde $\overline{m_{\iota t}}$ representa los rezagos de la variable m_{it}, mientras que para la desviación ortogonal hacia adelante de Helmert vendría representada por $m^*{}_{it} = (m_{it} - \overline{m_{\iota t}})\sqrt{T_{it}/(T_{it}+1)}$, donde T_{it} es el número de observaciones disponibles futuras para el individuo i en el tiempo t , y $\overline{m_{\iota t}}$ es su promedio. Ahora apilando las observaciones sobre los paneles con el tiempo, el estimador GMM está dado por

$$A = (\overline{Y^{*\prime}} Z \widehat{W} Z' \overline{Y^*})^{-1} (\overline{Y^{*\prime}} Z \widehat{W} Z' Y^*) \qquad (3.8)$$

Donde $\widehat{W}$ es una matriz de ponderación no singular, simétrica y positiva semi-definida. Suponiendo que $E[Z'e] = 0$ y que el rango $E\left[\overline{Y^{*\prime}} Z\right] = kp + l$, el estimador GMM es consistente. La matriz de ponderación $\widehat{W}$ puede seleccionarse para maximizar la eficiencia (Hansen, 1982).

En nuestra investigación hemos optado por realizar la transformación en primeras diferencias para eliminar los efectos fijos esto debido a que la dimensión temporal (1985-2015) no es muy amplia y según (Gravier-Rymaszewska, 2012; Melguizo, 2015) este tipo de dimensiones nos permite enfocarnos en una dinámica de corto plazo.

Siguiendo a (Sosa-Escudero, 2011) y (Arellano & Bond, 1991) los efectos individuales $u_i´s$ pueden ser eliminados hallando la primera diferencia del modelo, de la siguiente forma:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (3.9)$$

Restando a esta expresión $y_{i,t-1} = \delta y_{i,t-2} + u_i + \varepsilon_{i,t-1}$, obtenemos

$$\Delta y_{i,t} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{i,t} \qquad t = 1, \dots \ , T \qquad (3.10)$$

En la cual el factor u_i de efectos fijos desaparece, como podemos ver los estimadores GMM pueden ser utilizados para estimar el modelo PVAR en diferencias ecuación por ecuación, sin embargo si algunos datos no están disponibles en paneles desbalanceados, las primeras diferencias en el tiempo $t\ y\ t-1$ también estarán ausentes y no nos permitirían obtener estimadores consistentes, pero como nosotros contamos con un panel de datos balanceado el modelo PVAR en primeras diferencias sería el más adecuado para poder eliminar los efectos fijos y obtener así estimadores consistentes y eficientes, para conseguir esto imponemos la siguiente condición de ausencia de endogeneidad en las observaciones transformadas mediante primeras diferencias, como (Mitze, 2012) establece, se debería cumplir la siguiente condición.[32]

$$E\left(\Delta y_{i,t-p} \Delta \varepsilon_{i,t}\right) = 0 \ Para\ todo\ p = 2 \dots \dots, t-1$$

[32] Para la explicación sobre los instrumentos utilizados cuando tenemos un PVAR en primeras diferencias hemos hecho uso de la información del libro de (Mitze, 2012) que en su segundo capítulo da una explicación precisa sobre el uso de un PVAR para investigar la relación existente entre la migración interna y el mercado laboral en Alemania.

Para satisfacer esta condición y sabiendo que si las variables en niveles están correlacionadas con los errores idiosincráticos $\Delta y_{i,t-p}$ estará correlacionado con $\Delta\varepsilon_{i,t}$, se hace necesario utilizar instrumentos de las variables para que la estimación sea insesgada. (Arellano & Bond, 1991) Sugieren utilizar como instrumentos los retardos en las variables endógenas, en las predeterminadas y diferencias en las variables estrictamente exógenas[33], pero como nosotros solamente incluimos variables endógenas, utilizamos la siguiente matriz de instrumentos para los valores rezagados de las variables endógenas, la cual puede ser escrita de la siguiente manera:

$$Z_i^{\Delta,(y)} = \begin{bmatrix} y_{i0} & 0 & \cdots & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i0} & y_{i1} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & & \vdots & \vdots & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & y_{i0} & \cdots & y_{iT-2} \end{bmatrix}$$

Entonces podemos obtener estimadores consistentes y eficientes, si utilizamos los retardos de las variables endógenas como instrumentos ya que estos cumplen con:

$$Condición\ de\ validez \rightarrow\ E\left(y_{i,t-p}\Delta\varepsilon_{i,t}\right) = 0\ Para\ todo\ p = 2 \ldots\ldots, t-1$$

$$Condición\ de\ relevancia \rightarrow\ E\left(y_{i,t-p}\Delta y_{i,t-p}\right) \neq 0\ Para\ todo\ p = 2 \ldots\ldots, t-1$$

En forma algebraica el modelo puede representarse de la siguiente forma:

$$z_{i,t} = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^{p} \Gamma_j z_{i,t-p} + e_{i,t} \qquad (3.11)$$

Esto puede escribirse en forma de matricial como:

$$z_{i,t} = \Gamma_0 + \Gamma_j z_{i,t-p} + e_{i,t} \qquad (3.12)$$

[33] En nuestra investigación no incluimos variables exógenas ya que solamente nos interesa analizar la dirección causal entre el crecimiento económico representado por el PIB y el Gasto público, y tampoco incluimos variables predeterminadas cuyo valor actual está correlacionado con valores pasados de $\varepsilon_{i,t}$ o de $y_{i,t}$ a diferencia de las variables estrictamente endógenas que incluimos cuyo valor actual está correlacionado con valores actuales y pasados de $\varepsilon_{i,t}$ o de $y_{i,t}$.

Donde, $z_{i,t} = (Y_{i,t}^{\Delta})$ es un vector 2×1 en el modelo PVAR que incluye las primeras diferencias del PIB y del Gasto público para cada año y país, estas dos variables son consideradas endógenas en el modelo y están explicadas por sus propios rezagos y los rezagos de la otra, Γ_0 es un vector que contiene los términos constantes, Γ_j es una matriz de coeficientes de pendiente m × m y $e_{i,t}$ es un vector m×1 de los términos de error y $e_{i,t} \sim (0, \sigma_i^2)$ con $E\left(e'_{i,t}, e_{i,s} \right) = 0 \; \forall \; t > s$, cada ecuación incluye p rezagos. El modelo PVAR es, por lo tanto, una generalización directa del modelo de datos de panel dinámico univariante.

De forma desagregada podemos representar un modelo de panel de vectores autoregresivo en primeras diferencias omitiendo variables exógenas de la siguiente forma, tal como lo hace (RODRÍGUEZ, 2016):

$$\Delta Y^*{}_{c,t} = A_1 \Delta Y^*{}_{c,t-1} + \cdots + A_p \Delta Y^*{}_{c,t-p} + V^*{}_{c,t} \qquad (3.13)$$
$$i \in \{1,2,\dots,N\}, t \in \{1,2,\dots,T\}$$

La ecuación i-esima relacionada con la expresión (3.13) viene dada por

$$\Delta y^{i*}{}_{c,t} = {}_{j=1}^{k} a_{ij_1}^{1} \Delta y^{j*}{}_{c,t-1} + \cdots + {}_{j=1}^{k} a_{ij_1}^{p} \Delta y^{j*}{}_{c,t-p} + v^{i*}{}_{c,t} \qquad (3.14)$$

El modelo PVAR resulta útil una vez estimado sus parámetros porque en función de estos se puede hacer el análisis correspondiente a través del impulso-respuesta o la descomposición de varianza, todo esto por medio de la identificación en la descomposición de Choleski la misma que permite una estructura ortogonal recursiva de los choques que se ocasionan sobre el sistema.

3.7 ESTIMACIÓN DEL MODELO PVAR

3.7.1 Análisis de Estacionariedad[34]

Para poder realizar la estimación del PVAR para los países de la CAN tenemos que analizar el orden de integración de las variables que forman parte de los modelos analizados en el capítulo anterior, con la diferencia de que para realizar este análisis se hace uso del test de (Pesaran & Shin , 1995) IPS que es comúnmente utilizado para contrastar la hipótesis de raíz unitaria en datos de panel. El uso de este tipo de contraste se justifica por (Banerjee, 1999) y (Baltagi & Kao, 2000) , entre otros, que sugieren que los contrastes de raíces unitarias basados en datos de panel tienen mayor potencia que los contrastes basados en series individuales.

Este test resulta ser un promedio de los valores obtenidos del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada país que componen el panel de datos, por tanto, el test IPS se lo define de la siguiente manera:

$$t_{IPS} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{\rho i}$$

Donde $t_{\rho i}$ es el estadístico para cada país que contrasta la existencia de raíz unitaria y N es el número de países, en nuestro caso 4. Este estadístico contrasta la hipótesis nula de no estacionariedad (H0: $\alpha_i = 0$ para todo i) contra la hipótesis alternativa de que al menos alguna de las N series es estacionaria (H1: $\alpha_i < 0$ para algún i).

La contrastación de este test puede verse en la Tabla 3.1[35]donde los resultados muestran que las variables en niveles son no estacionarias pero en primeras diferencias se vuelven estacionarias.

[34] Para estimar la estacionariedad en nuestro PVAR hemos utilizado información del documento de (Rey , Inglada, & Barreiro , 2009).

Tabla 3.1 Test de raíz unitaria (IM, PESARAN Y SHIN)

Variables	P-value
LGP	0.9915
ΔLGP	0.0000
LPIB	0.7960
ΔLPIB	0.0005
LPIB_PERC	0.9320
ΔLPIB_PERC	0.0007
LG_Y	0.9827
ΔLG_Y	0.0000
LGP_PERC	0.9938
ΔLGP_PERC	0.0000

GP=Gasto público real; PIB=PIB real; PIB_PERC=PIB real per cápita; G_Y = Proporción del gasto real sobre el PIB; GP_PERC = Gasto real per cápita;L=logaritmo;Δ=primera diferencia. Las variables en niveles y en diferencias se contrastan con un rezago.

La estimación del modelo PVAR radica en dos variables macroeconómicas de acuerdo a cada una de las interpretaciones de los cinco autores que se han venido estudiando desde un principio. Los datos utilizados corresponden al periodo 1985-2015 para los 4 países de la CAN. La frecuencia es anual y existen un total de 124 observaciones para cada uno de los modelos que se han venido trabajando, por lo tanto el panel es balanceado. Se han asignado números del 1 al 4 a cada país en este orden: Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú.

Previo a la estimación del modelo es necesario determinar el número óptimo de rezagos, estos se seleccionaron a partir del criterio Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) y Hannan-Quinn (MQIC), tomando como dos el número máximo. Los diferentes criterios sugirieron a 1 como el número óptimo de rezagos para cada modelo[36].

[35] Resultados de Stata en el Anexo 3.1
[36] Resultados de Stata en el Anexo 3.2

3.7.2 Estabilidad del Modelo PVAR

El modelo será estable si los autovalores se sitúan dentro del círculo unitario, por lo tanto, si el modelo satisface esta condición se considera un modelo estable y económicamente interpretable.

3.8 RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

En la teoría descrita anteriormente encontramos dos procedimientos para eliminar los efectos fijos; la transformación en primeras diferencias y el procedimiento de Helmert. Con la finalidad de observar cuál de estos dos procedimientos nos proporcionan modelos estables hacemos una comparación, cuyos resultados muestran que con el procedimiento de Helmert los autovalores de cada modelo son cercanos a la unidad y en la caso del modelo de Goffman estos están fuera del circulo unitario[37] lo que implica que el modelo no es estable, mientras que los resultados obtenidos mediante la trasformación en primeras diferencias generan modelos estables[38].

Como se explica a lo largo de este capítulo, en nuestra investigación hemos optado por realizar la transformación en primeras diferencias para eliminar los efectos fijos esto debido a que la dimensión temporal no es muy amplia y además se ha podido comprobar que mediante este procedimiento los modelos son estables. El resultado de los parámetros de cada modelo se muestra en el Anexo 3.5 y en función de estos analizaremos la causalidad, descomposición de varianza e impulso-respuesta; cada modelo se ejecutó con intervalos de 1 a 4 como instrumentos del modelo en primeras diferencias.

[37] Resultados de Stata en el Anexo 3.3
[38] Resultados de Stata en el Anexo 3.4

3.8.1 Test de Causalidad en el Sentido de Granger

Este test se centra en determinar el tipo de vinculación que existe entre las dos variables en cada uno de los modelos estudiados, en función de su comportamiento en el tiempo.

Si una variable anticipa a la otra como consecuencia de su comportamiento en el tiempo, se establece que la primera es la que causa a la segunda, es decir que la primera variable tiene repercusión en la segunda en el sentido de Granger. Existe también la posibilidad que se dé un sentido contrario, que no exista ningún tipo de relación o a su vez que exista una relación mutua a la que se le denomina bidireccionalidad.

Los resultados del test de causalidad en el sentido de Granger se muestran en la Tabla 3.4[39], donde se puede observar que a un nivel de significancia del 1% es posible afirmar que se cumple de forma estricta la ley de Wagner para cada una de las interpretaciones de los modelos estudiados.

[39] Resultados de Stata en el Anexo 3.6

Tabla 3.2 Test de Causalidad de Granger

Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable **Ha:** Excluded variable Granger-causes Equation variable				
Modelo	**Equation \ Excluded**		**Prob > chi2**	**Resultado**
P&W	lgp	lpib	0.000	WAGNER
	lpib	lgp	0.485	
GOFFMAN	lgp	lpib_perc	0.004	WAGNER
	lpib_perc	lgp	0.119	
MANN	lg_y	lpib	0.003	WAGNER
	lpib	lg_y	0.166	
MUSGRAVE	lg_y	lpib_perc	0.000	WAGNER
	lpib_perc	lg_y	0.044	
GUPTA	lgp_perc	lpib_perc	0.000	WAGNER
	lpib_perc	lgp_perc	0.915	

Elaboración: Los Autores

3.8.2 Análisis Impulso-Respuesta

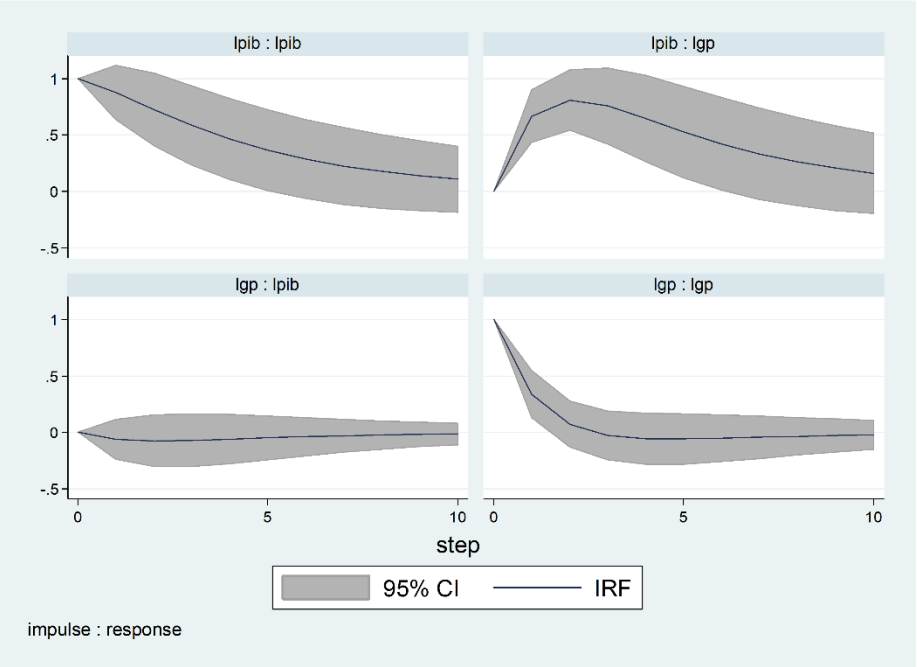
Las funciones de impulso-respuesta es una alternativa para analizar los resultados del modelo PVAR, dado que estas muestran la sensibilidad dinámica de las variables especificadas en cada modelo, además son eficientes tanto para evaluar como para proponer medidas políticas.

En el Gráfico 3.1 se puede observar los resultados de impulso-respuesta y las bandas de error del 5% para los países de la CAN en panel, bajo el modelo de P&W para 10 periodos. En el Gráfico se muestra la repuesta de impulso del PIB real dado un shock en el Gasto público real y viceversa, así como también la respuesta de impulso del PIB real y el Gasto público real dado un shock en sí mismas. El PIB real responde de forma poco significativa ante un shock de un desvío estándar en el Gasto público real, por otro lado, un shock de un desvío estándar en el PIB real está asociado, en promedio, a un aumento del 0,8% del

Gasto público estadísticamente relevante, lo cual asume el cumplimiento de la ley de Wagner que establece que el crecimiento económico promueve la expansión del sector público.

Cabe recalcar que el modelo P&W para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las funciones de impulso-respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias.

Gráfico 3.1 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de P&W.

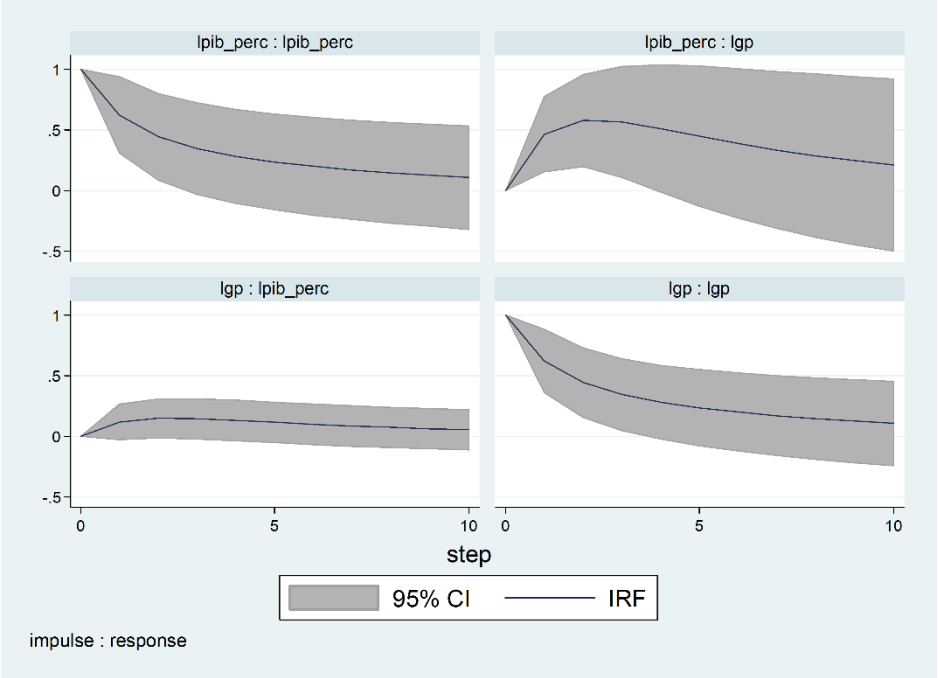


Elaboración: Los Autores

El Gráfico 3.2 muestra los resultados de impulso-respuesta del modelo de Goffman donde se puede observar que el PIB real per cápita responde de forma positiva y poco significativa a un shock de un desvió estándar del Gasto público real, mientras un shock de un desvío estándar en el PIB real per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,6% del Gasto público estadísticamente relevante, obteniendo de esta forma evidencia empírica a favor la ley de Wagner

que establece que el crecimiento económico promueve la expansión del sector público.

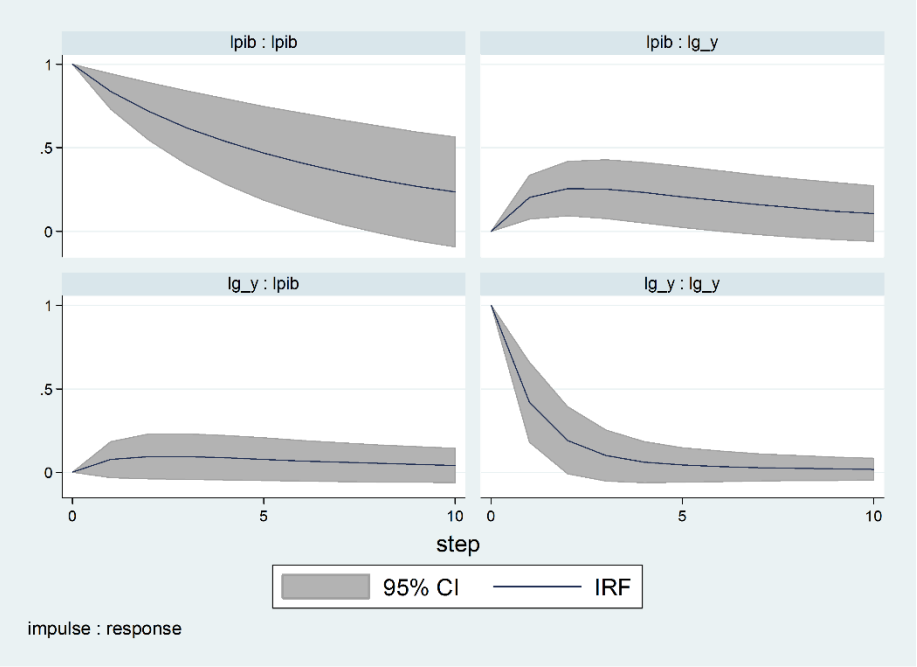
Gráfico 3.2 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Goffman



Elaboración: Los Autores

Los resultados de impulso-respuesta del modelo de Mann se muestran en el Gráfico 3.3, donde la respuesta del PIB per cápita ante un shock en la proporción del Gasto público real sobre el PIB es positiva pero muy poco significativa, mientras que por otro lado un shock de un desvío estándar en el PIB real per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,3% de la proporción del Gasto público real sobre el PIB estadísticamente relevante, obteniendo de esta forma evidencia empírica a favor la ley de Wagner que establece que el crecimiento económico medido por el PIB causa la expansión del sector público en mayor proporción que en un sentido contrario.

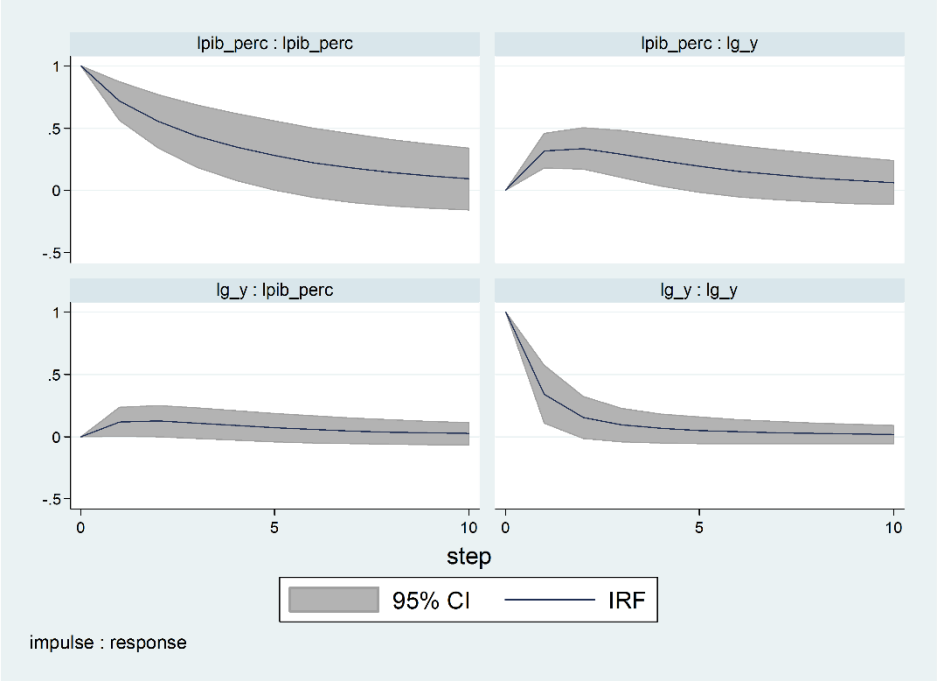
Gráfico 3.3 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Mann



Elaboración: Los Autores

En el Gráfico 3.4 se muestra los resultados de impulso-respuesta del modelo de Musgrave. Bajo este modelo la respuesta del PIB real per cápita ante un shock en la proporción del Gasto público real es positiva pero muy poco significativa, mientras que un shock de un desvío estándar en el PIB real per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,4% del Gasto público real estadísticamente relevante, obteniendo de esta forma evidencia empírica a favor la ley de Wagner que establece que el crecimiento económico medido por el PIB causa la expansión del sector público en mayor proporción que en un sentido contrario como establece la Ley de Keynes.

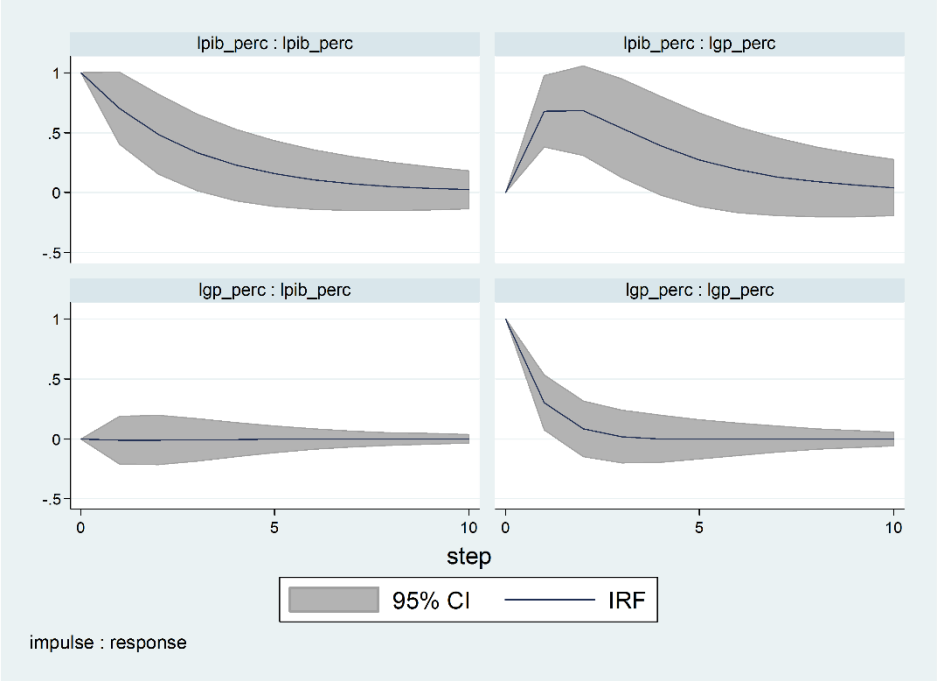
Gráfico 3.4 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Musgrave



Elaboración: Los Autores

El impulso-respuesta del modelo de Gupta se muestra en el Gráfico 3.5, donde la respuesta del PIB real per cápita ante un shock de un desvío estándar en al Gasto público real per cápita no tiene ningún efecto, mientras que un shock de un desvío estándar en el PIB real per cápita está asociado, en promedio, a un aumento del 0,7% del Gasto público real per cápita estadísticamente relevante, obteniendo de esta forma evidencia empírica a favor la ley de Wagner que establece que el crecimiento económico medido por el PIB causa la expansión del sector público.

Gráfico 3.5 Análisis Impulso Respuesta para los países del CAN a través del modelo de Gupta



Elaboración: Los Autores

3.8.3 Análisis de Descomposición de Varianza[40]

La finalidad de la descomposición de la varianza es mostrar el porcentaje de variación de una determinada variable como consecuencia de un shock en otra, en base a los efectos acumulados en un periodo de tiempo.

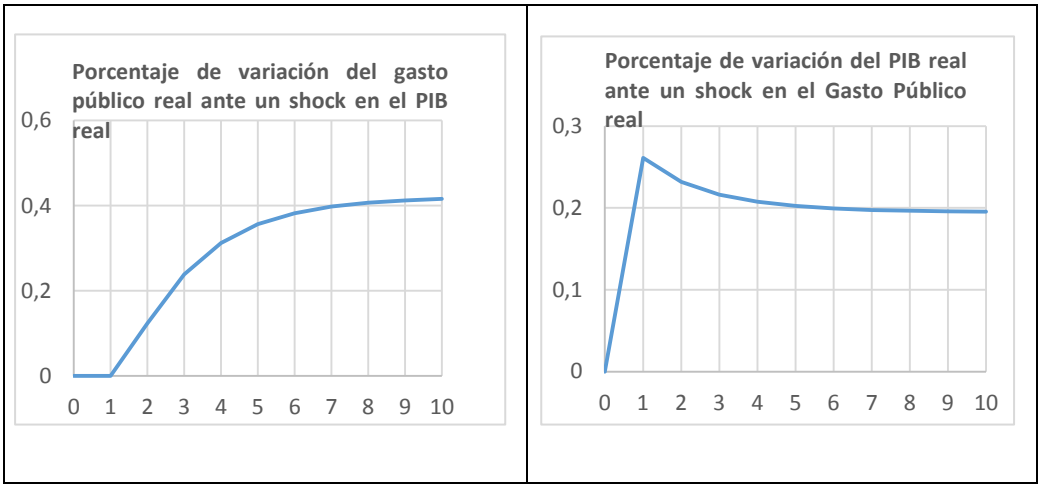
En base a los resultados del modelo PVAR de cada una de las interpretaciones se ha obtenido la descomposición de varianza que muestra el efecto de un shock sobre un horizonte de predicción de 10 periodos de forma dinámica.

El Gráfico 3.6 muestra la descomposición de varianza para el modelo P&W. Los resultados de dicha descomposición nos permite observar la variabilidad del Gasto público real frente a un shock en el PIB real y viceversa, también es posible obtener el comportamiento del Gasto público real y el PIB real dado un shock en

[40] Los valores de Descomposición de Varianza de cada modelo se muestran en Anexos 3.7

sí mismas, pero dado que se está interesado en el comportamiento del Gasto público real dado un shock en el PIB real y viceversa se hace mención solo a esto en el mencionado Gráfico. En dicho Gráfico se puede observar la variabilidad del Gasto público real frente a un shock en el PIB real, esto se explica en forma porcentual creciente desde el inicio del periodo hasta por encima de un 40% al final del mismo, esto implica que un shock en el PIB real tiene un efecto positivo en el Gasto público real a medida que trascurre el tiempo, mientras que la variabilidad del PIB real como resultado de un shock en el Gasto publico real responde en forma positiva al inicio del periodo, pero a medida que transcurre el tiempo decrece hasta en un 20% al final del periodo.

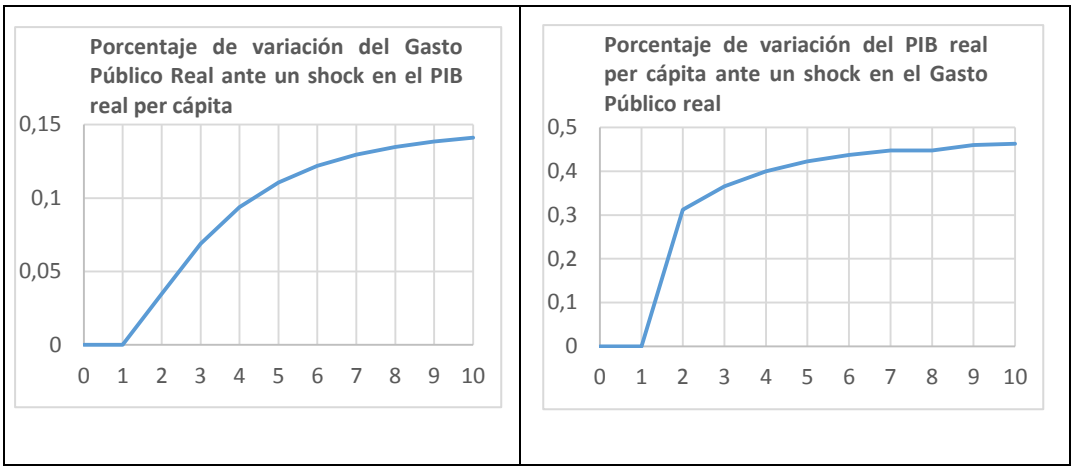
Gráfico 3.6 Descomposición de Varianza del modelo P&W.



Elaboración: Los Autores

El Gráfico 3.7 muestra los resultados de la descomposición de varianza para los países de la CAN en panel para el modelo de Goffman, donde se observa que la variabilidad del Gasto público real ante un shock del PIB real per cápita responde positivamente y en forma creciente desde el inicio del periodo hasta cerca de un 15% al final del mismo, por otro lado el comportamiento del PIB per cápita real dado un shock en el Gasto público real también responde positivamente en gran proporción llegando hasta cerca de un 50% al final del periodo.

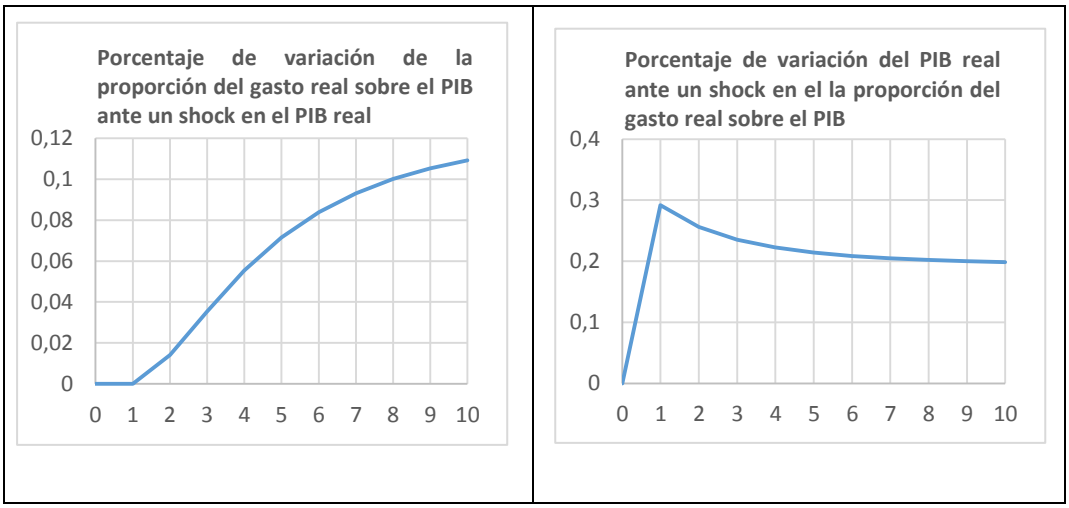
Gráfico 3.7 Descomposición de Varianza del modelo de Goffman



Elaboración: Los Autores

En el Gráfico 3.8 se muestra los resultados de la descomposición de varianza para el modelo de MANN, donde la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB ante un shock en el PIB real tiene un comportamiento creciente en pequeños porcentajes llegando así a un 11% aproximadamente al final del décimo periodo, mientras que la variabilidad del PIB real ante un shock en la proporción del Gasto real sobre el PIB alcanza cerca del 30% al inicio del periodo y en el transcurso de este decrece hasta un 20% aproximadamente.

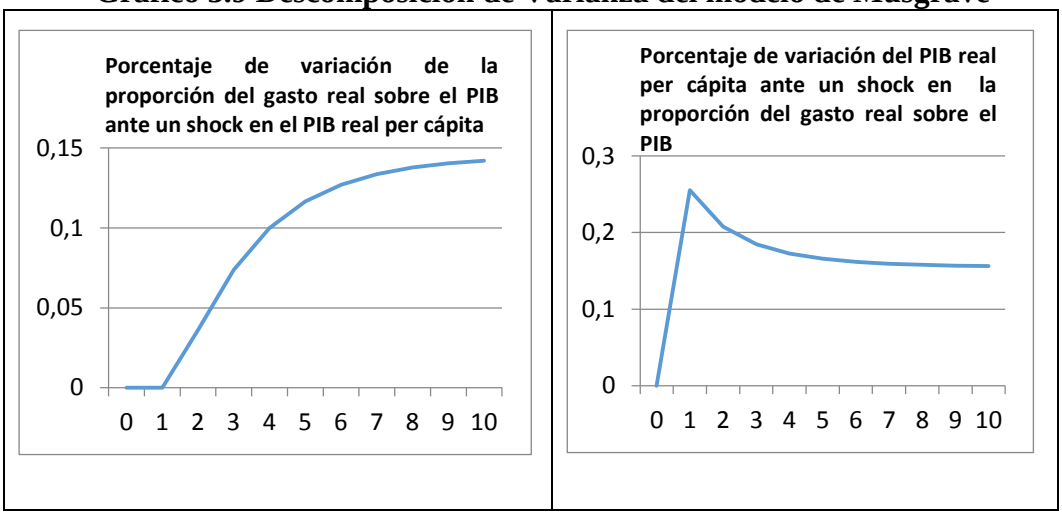
Gráfico 3.8 Descomposición de Varianza del modelo de MANN



Elaboración: Los Autores

El Gráfico 3.9 muestra los resultados de la descomposición de varianza del modelo de Musgrave donde se puede observar que la variabilidad de la proporción del Gasto real sobre el PIB responde positivamente al shock del PIB real per cápita, con incrementos porcentuales desde el inicio del periodo hasta casi un 15% al final del mismo, a pesar de que dicho incremento no es tan significativo se comprueba que existe una relación positiva en este sentido de variabilidad. Por otro lado la variabilidad del PIB real frente al shock en la proporción del Gasto real sobre el PIB, sobrepasa el 20% al inicio del periodo, sin embargo tiende a decrecer el resto del mismo hasta 15% aproximadamente.

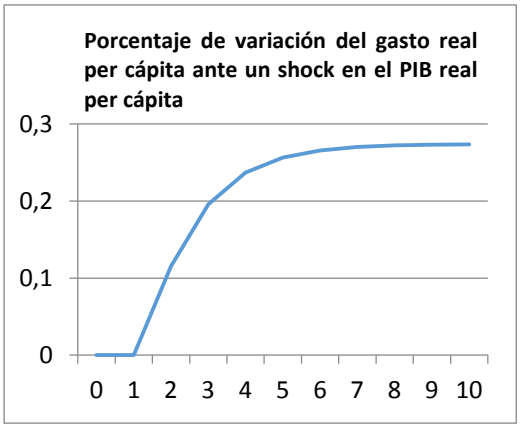
Gráfico 3.9 Descomposición de Varianza del modelo de Musgrave

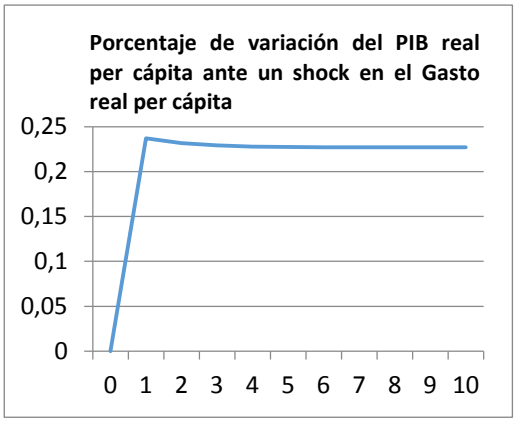


Elaboración: Los Autores

La descomposición de varianza del modelo de Gupta se muestra en Gráfico 3.10, en esta se puede observar que la variabilidad del Gasto real per cápita reacciona positivamente al shock del PIB real per cápita llegando a crecer aproximadamente 27% al final del periodo, con esto se demuestra que existe una relación positiva entre dichas variables, por otro lado la variabilidad del PIB real per cápita alcanza el 24% aproximadamente al inicio del periodo para mantenerse constante en 23% el resto del periodo.

Gráfico 3.10 Descomposición de Varianza del modelo de Gupta





Elaboración: Los Autores

CAPÍTULO IV: CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

4.1 CONCLUSIONES

En el presente estudio se ha llevado a cabo un análisis empírico de la relación entre el gasto público y el crecimiento económico para los países de la Comunidad Andina, con la finalidad de determinar que teoría se cumple ya sea la de Keynes o Wagner. El planteamiento de la hipótesis Keynesiana se fundamenta en que el Gasto público induce en el crecimiento económico, mientras que por su parte Wagner plantea que el crecimiento económico promueve la expansión del sector público. En base al planteamiento de cada autor surge la contradicción entre las hipótesis proyectadas y de esta manera la discusión entre estas teorías pasa a diferenciarse no solo por la causalidad sino también por el factor de temporalidad.

La relación entre el Gasto público y el crecimiento económico ha sido objeto de estudio en los últimos años, es así que han surgido diferentes estudios empíricos enfocados en establecer que teoría tiene mayor repercusión en el ámbito económico. Entre los autores de mayor representación que han interpretado la ley de Wagner tenemos cinco, quienes plantean una forma funcional de la mencionada ley, estos son: (PEACOCK & WISEMAN, 1961), (Gupta, 1967), (MANN, 1980), (Goffman, 1968), y (MUSGRAVE, 1969). Considerando la forma funcional planteada por estos cinco autores, hemos realizado el análisis sobre cual es la teoria que prevalece en los paises de la Comunidad Andina la cual se realizo bajo dos perspectivas: un análisis de un modelo VAR de forma individual para cada país y un análisis mediante un modelo VAR con datos de panel.

Para determinar la relación entre el Gasto público y el crecimiento económico de cada uno de los países miembros de la CAN realizamos el análisis de cointegración con el fin de observar el comportamiento simultáneo a lo largo del tiempo de estas dos series y ver si estas convergen a una senda estable o equilibrio de largo plazo. Para obtener evidencia empírica de lo predicho utilizamos la

metodología de Engle y Granger considerando el quiebre estructural y el procedimiento de Pesaran, Shin y Smith. De los resultados obtenidos con la metodología de Engle y Granger encontramos evidencia empírica de la existencia de una relación a largo plazo entre el Gasto público y el PIB real para cada una de las interpretaciones de los diferentes autores, dado que existe la posibilidad de que la metodología Engle y Granger genere resultados erróneos debido a que esta requiere que las series sean $I(1)$ y su combinación lineal $I(0)$, Pesaran, Shin y Smith eluden esta limitación y permiten trabajar con muestras pequeñas, entonces frente a esta situación hemos optado por contrastar la hipótesis de cointegración mediante este procedimiento cuyos resultados muestran evidencia empírica de la existencia de una relación de largo plazo entre el Gasto público y el PIB real solamente para Bolivia y Perú mas no para Ecuador y Colombia, el resultado de no cointegración para estos países no implica la ausencia de una relación a corto plazo tampoco la no causalidad de las variables analizadas en el tiempo, la razón de este resultado se debe a muchos factores como pueden ser: el tamaño restringido de la muestra por disponibilidad de los datos en términos reales y diversos sucesos económicos ocurridos en el periodo de análisis lo cual provoca que las series no compartan una tendencia común en el tiempo.

En función de los resultados de Pesaran, Shin y Smith se pudo comprobar que existe un vector de cointegración para Bolivia y Perú lo cual es una condición suficiente y necesaria para poder realizar el análisis del modelo de corrección de errores a través de la metodología ADRL para estos países, mientras que para Colombia y Ecuador no se pudo encontrar evidencia de un vector de cointegración por lo tanto no es factible aplicar el modelo de corrección de errores (MCE). Los resultados obtenidos cumplen con las condiciones necesarias para la existencia de cointegración, es decir que los coeficientes de ajuste de los modelos MCE tienen signo negativo y son estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 5% lo cual implica que frente a un shock económico de corto plazo cada una de las variables converge a su senda estable después de que el shock pierda efecto en

el tiempo. En función de las elasticidades de largo plazo, a priori existe evidencia de la ley de Wagner para Bolivia en los modelos de P&W, Goffman y Gupta ya que las elasticidades son mayores a uno, mientras que para el modelo de Musgrave y Mann existe evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana. Para el caso de Perú la elasticidad del largo plazo es inferior a la unidad en todos los modelos lo cual se asume a priori evidencia a favor de la teoría keynesiana, en todas sus interpretaciones.

De la aplicación del modelo VAR para cada uno de los países miembros de la CAN, mediante el test de causalidad de Granger encontramos que para Bolivia existe evidencia empírica de bidireccionalidad para los modelos de P&W, Goffman y Gupta mientras que para el modelo de Mann y Musgrave se cumple la teoría de Keynes, en el caso de Colombia hemos encontrado evidencia a favor de Keynes para todos los modelos especificados, para el Ecuador en todas las interpretaciones se cumple la ley de Wagner a excepción de P&W y en el caso de Perú no se ha encontrado evidencia a favor de ninguna de las dos teorías.

Dejando de lado el análisis vectorial y centrándonos en un análisis autorregresivo uniecuacional realizamos el test de causalidad de Granger, obteniendo que para Bolivia existe evidencia empírica de bidireccionalidad para los modelos de P&W y Gupta, mientras que para el modelo de Goffman se cumple la ley de Wagner, para Mann y Musgrave existe evidencia de la teoría de Keynes, en el caso de Colombia hemos encontrado evidencia a favor de Keynes para todos los modelos especificados, para el Ecuador en todas las interpretaciones se cumple la ley de Wagner y en el caso de Perú se encontró evidencia a favor de Wagner a excepción del modelo de Goffman quien muestra evidencia de la teoría de Keynes.

Haciendo una comparación entre la causalidad de Granger uniecuacional con la causalidad mediante el modelo VAR, se considera esta ultima la más adecuada para explicar la realidad económica de los países de la CAN dado que esta

considera la interdependencia dinámica de las variables involucradas en nuestro estudio.

Otra forma de interpretar el modelo VAR es mediante las funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza, la primera nos indican la respuesta dinámica de la variable dependiente en el sistema VAR ante shocks en las innovaciones de todas las variables endógenas involucradas en el estudio, mientras que la descomposición de varianza nos proporciona información relativa de cada innovación aleatoria de las variables que forman parte del modelo VAR.

Utilizando la metodología de Impulsos generalizados de Pesaran y Shin, que se aplica cuando no se sabe a ciencia cierta el canal más preciso de la transmisión de shocks entre variables aunque exista fundamento teórico, hemos encontrado que en el modelo de P&W para Bolivia con base a la descomposición de varianza, aproximadamente el 40% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real, mientras que en un sentido opuesto el PIB real se explica hasta un 30% apiximadamente por el Gasto público real. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público, en el caso de Colombia con base a la descomposición de varianza el 10% de la variación del Gasto público se explica por el PIB real, mientras que la variación del PIB real se explica en un 90% por el Gasto público real. En términos de niveles de la función de impulso–respuesta muestra evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana, analizando a Ecuador con base a la descomposición de varianza el 20% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real, mientras que en un sentido opuesto la variación del PIB real se explica hasta un 50% por el Gasto público real. En términos de niveles con la función de impulso-repuesta pudimos obtener evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público. Para el caso de Perú bajo el concepto de descomposición de varianza, el 1% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real, mientras que el 90% de la variación del PIB real es

explicado por el Gasto público. En términos de niveles mediante la función de impulso-respuesta se obtuvo evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y el Gasto público.

Cabe recalcar que el modelo P&W para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las funciones de impulso-respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias. En el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB y el Gasto público según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB y el Gasto público según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Analizando el modelo de Goffman encontramos que para Bolivia bajo el concepto de descomposición de varianza, el 70% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real per cápita, mientras que la variación del PIB real per cápita se explica en un 20% apoximadamente por el Gasto público real. En términos de niveles la función de impulso–respuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público, en el caso de Colombia con base a la descomposición de varianza, el 35% de la variación del Gasto público real es explicado por el PIB real per cápita, mientras que el 70% de la variación del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real. En termino de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana, analizando a Ecuador bajo el concepto de descomposición de varianza, el 30% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 40% de la variación del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real per cápita. En términos de niveles la función de impulso-repuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público. Por último para el caso de Perú, la descomposición de varianza muestra que el 20% de la variación del Gasto público

real se explica por el PIB real per cápita y en un sentido inverso, el 64% de la variación del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real. En términos de niveles mediante la función de impulso-respuesta se obtuvo evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público.

Cabe recalcar que el modelo de Goffman para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las Funciones de impulso-respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias. Para el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB per cápita y el Gasto público según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB per cápita y el Gasto público según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Analizando el modelo de Mann encontramos que para Bolivia bajo el concepto de descomposición de varianza, el 15% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB es explicado por el PIB real, mientras que el 20% la variación del PIB real se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica a favor de la Ley de Wagner, en el caso de Colombia la descomposición de varianza muestra que el 1% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real, mientras que el 39% de la variación del PIB real se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana, luego de dos años y medio después del shock, analizando a Ecuador bajo el concepto de descomposición de varianza, el 60% de la variacion de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real, y en un sentido inverso el 10% del PIB real se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-

respuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB y la proporción del Gasto público real sobre el PIB. Finalmente en el caso de Perú, bajo la concepción de la descomposición de varianza, el 12% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real, mientras que el 20% de la variación del PIB real se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de no causalidad entre el PIB y la proporción del Gasto público real sobre el PIB.

El modelo de Mann para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las Funciones de Impulso y Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias. Para el caso de Ecuador y Bolivia la relación dinámica del PIB y la proporción del Gasto público real sobre el PIB según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Perú y Colombia mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB y la proporción del Gasto público real sobre el PIB según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

En el modelo de Musgrave encontramos que para Bolivia bajo el concepto de descomposición de varianza, el 20% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real per cápita, y en un sentido inverso la variación del PIB real per cápita se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB en el mismo porcentaje. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público real sobre el PIB, en el caso de Colombia la descomposición de varianza indica que el 2% de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 51% de la variación del PIB real per cápita se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-

respuesta muestra evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público real sobre el PIB, analizando a Ecuador bajo la perspectiva de descomposición de varianza, el 70% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 30% de la variación del PIB real per cápita se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica a favor de la Ley de Wagner. Para el caso de Perú bajo el concepto de descomposición de varianza, el 10% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 30% de la variación del PIB real per cápita se explica por la proporción del Gasto público real sobre el PIB. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de no causalidad entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB.

El modelo de Musgrave para todos los países resultó ser estable, ya que ante un shock inicial las Funciones de Impulso-Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias. Para el caso de Bolivia y Colombia la relación dinámica del PIB per cápita y la proporción del Gasto público real sobre el PIB según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Ecuador y Perú mantendrán la misma relación dinámica entre el PIB per cápita y la proporción del Gasto público real sobre el PIB según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Por último, analizando el modelo de Gupta encontramos que para Bolivia bajo el concepto de descomposición de varianza, el 60% de la variación del Gasto público real per cápita se explica por el PIB real per cápita, mientras que la variación del PIB real per cápita se explica en un 30% por el Gasto público real per cápita. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra

evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita hasta el segundo año después del shock, en el caso de Colombia la descomposición de varianza indica que el 50% de la variación del Gasto público real per cápita se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 58% de la variacion del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real per cápita. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica a favor de la teoría keynesiana, desde el segundo hasta el sexto año luego del shock, analizando a Ecuador pudimos ver que la descomposición de varianza muestra que el 25% de la variación del Gasto público real per cápita se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 40% de la variación del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real per cápita. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita hasta el noveno año después del shock, por ultimo para el caso de Perú la descomposición de varianza muestra que el 10% de la variación del Gasto público real per cápita se explica por el PIB real per cápita, mientras que el 75% de la variacion del PIB real per cápita se explica por el Gasto público real per cápita. En términos de niveles la función de impulso-respuesta muestra evidencia empírica de bidireccionalidad, entre el quinto y el noveno año después del shock.

El modelo de Gupta para todos los países resulto ser estable ya que ante un shock inicial las Funciones de Impulso-Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias. Para el caso de Ecuador y Perú la relación dinámica del PIB per cápita y el Gasto público per cápita según el modelo VAR se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock, mientras que Bolivia y Colombia mantendrá la misma relación dinámica entre el PIB per cápita y el Gasto público per cápita según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta.

Es importante tener en cuenta que cuando el efecto o respuesta de una variable no es estadísticamente significativo ante una innovación o impulso de otra variable, quiere decir que una variación en una variable, en nuestro caso del PIB o del Gasto público no está influenciando únicamente al primer tramo de la Función de Impulso-Respuesta, si no que afecta de manera equitativa tanto al tramo de corto plazo como al de largo plazo, por esta razón no se logra percibir el efecto o respuesta de una de las variables con respecto a la innovación o impulso de la otra. Se debe tomar en cuenta que cuando se encuentran resultados de causalidad en ambas direcciones o bidereccionalidad en el sentido de Granger, quiere decir que tanto el PIB como el Gasto público son a su vez dependientes de terceras variables que no se han incluido en el análisis.

En la segunda parte de nuestro estudio hemos realizado el análisis de un modelo de vectores autorregresivos con datos de panel para los países de la CAN para cada uno de los modelos que hemos venido trabajando según la interpretación de los diferentes autores. Por medio de este análisis hemos podido encontrar evidencia empírica de que todas las variables con las que trabajamos son $I(1)$ mediante el test IM, Pesaran y Shin, garantizando de esta forma la coherencia económica de los resultados.

Previo a la estimación del modelo PVAR ha sido necesario eliminar los efectos fijos, con la finalidad de obtener estimadores consistentes y eficientes, dejando de lado la endogeneidad entre las variables rezagadas y los residuos de cada modelo, para este fin existen dos procedimientos descritos en el contenido de este estudio; el procedimiento de Helmert y la trasformación en primeras diferencias. Haciendo una comparación entre estos dos procedimientos hemos obtenido evidencia empírica de que la trasformación en primeras diferencias proporciona modelos estables y dado que nuestro horizonte de tiempo no es muy extenso hemos considerado que este procedimiento es el más adecuado para obtener resultados robustos.

De los resultados del test de causalidad de Granger mediante el modelo PVAR hemos encontrado que para todos los modelos existe evidencia empírica a favor de la ley de Wagner para los países miembros de la CAN. De este estudio se deduce que para incrementar el nivel de Gasto público con fines de bienestar social es necesario impulsar políticas económicas encaminadas a promover el crecimiento económico. El hecho que estas políticas puedan funcionar de forma análoga en los países de la CAN se debe a que comparten características similares tanto económicas, políticas, sociales y culturales así como también objetivos y metas comunes que están articulados al Sistema Andino de Integración (SAI).

Una forma alternativa de interpretar un modelo PVAR es mediante las funciones de impulso-respuesta, las cuales nos indican la respuesta dinámica de la variable dependiente en el sistema PVAR ante shocks en las innovaciones de todas las variables endógenas involucradas en el estudio, permitiendo de esta forma analizar la sensibilidad dinámica de las variables especificadas en cada modelo, además son eficientes tanto para evaluar como para proponer medidas de política económica.

Hemos encontrado que para los modelos de P&W, Goffman, Mann, Musgrave y Gupta para los países de la CAN existe evidencia empírica que respalda la Ley de Wagner, que establece que el crecimiento económico promueve la expansión del sector público. Debemos destacar que para la relación dinámica entre el PIB y el Gasto publico según el modelo de P&W, del PIB per cápita y el Gasto publico según el modelo de Goffman, del PIB y la proporción del Gasto público sobre el PIB según el modelo de Mann, del PIB per cápita y la proporción del Gasto público sobre el PIB según el modelo de Musgrave y del PIB per cápita y el Gasto público per cápita según el modelo de Gupta no se verá afectada en el transcurso de 10 años luego de que ocurra el shock según lo reportado por el test de causalidad de Granger y las Funciones de Impulso-Respuesta, además, todos los modelos resultaron ser estables ya que ante un shock inicial las Funciones de

Impulso-Respuesta retornan a su senda de equilibrio a largo plazo, descartando de esta forma la presencia de raíces unitarias.

La descomposición de varianza como completo al análisis de impulso-respuesta, y considerando la evidencia a favor de la ley de Wagner, muestra que para el modelo de P&W el 40% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real, para el caso del modelo de Goffman cerca del 15% de la variación del Gasto público real se explica por el PIB real per cápita, en el modelo de Mann el 11% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real, mientras que para el modelo de Musgrave aproximadamente el 15% de la variación de la proporción del Gasto público real sobre el PIB se explica por el PIB real per cápita. Finalmente para el modelo Gupta el 27% de la variación del Gasto público real per cápita se explica por el PIB real per cápita.

Estos resultados implican que la aplicación de las políticas keynesianas no incentivaría el crecimiento económico de los países de la CAN, esto quiere decir que cuando las economías se encuentran en períodos de recesión, no sería la política económica más apropiada que se debería aplicar. De esta forma se ha podido confirmar empíricamente que en los países de la CAN las actividades Estatales constituyen un elemento sistémico o dependiente del crecimiento de la economía, sin embargo, haber obtenido evidencia empírica a favor de la Ley de Wagner que establece que la modernización, industrialización y el crecimiento de una economía impulsarían al aumento de las actividades Estatales asi como también la oferta de más servicios de bienestar, bienes públicos y culturales, podría respaldarse por el aumento de las necesidades de construir los mecanismos necesarios como instituciones con la finalidad de controlar y organizar eficazmente las funciones de los Estados.

4.2 LIMITACIONES

La estimación de un modelo VAR en ocasiones se ha visto limitada especialmente por la falta de información en términos reales para series de tiempo largas , frente a esta limitación se optaría por periodos de tiempo cortos, sin embargo al contrastar las pruebas estándar estas resultarían ser sesgadas, entonces por esta razón los datos de panel nos ayudan a superar esta limitación adecuadamente, incrementando el número de grados de libertad por medio de la incorporación de una sección de corte transversal, pero la variabilidad inmersa en esta tiene como costo la heterogeneidad y ante la presencia de esta los estimadores del panel dinámico serán inconsistentes, debido a esto, solo mediante criterios de homogeneidad muy estrictos, los métodos de panel pueden proporcionar una mejora respecto a los métodos de series de tiempo estándar. Frente a esta problemática han surgido investigaciones teóricas y empíricas, proponiendo así la incorporación de variables instrumentales basadas en el modelo PVAR.

Algo vinculado al número restringido de datos disponibles en términos reales está el hecho de que sería interesante truncar la serie en el 2001 debido a que en este año los países de la CAN experimentaron cambios coyunturales de orden social, político y económico, ya que el principal socio comercial de estos países, Estados Unidos entró en una etapa recesiva desde marzo del 2001, que se acentuó por los hechos del 11 de septiembre del mismo año, los cuales aumentaron la crisis, esto fue un factor que disminuyó las demandas internas de los países de la CAN y se vio reflejado en cambios de orden estructural como el aumentos de déficit fiscales por la disminución de la recaudación tributaria y aumentos del déficit en la balanza de pagos, debido a que aumentó el déficit de la balanza comercial, los términos de intercambio se vieron deteriorados, los precios de los principales productos de exportación de los países se redujeron y por la disminución de la inversión extranjera directa que causó el declive de las cuentas de capitales, todos estos acontecimientos provocaron que los Bancos Centrales de los países de la

CAN intervengan en el mercado de divisas mediante la variación de sus reservas internacionales, estos hechos específicamente llevaron a Ecuador a acoger como moneda oficial el dólar por la inestabilidad financiera y económica que vivía el país en ese entonces, como las grandes macrodevaluaciones del dólar que mitigó el poder del sucre el cual perdió dos tercios de su valor. En Perú la demanda interna fue baja durante el 2001 disminuyendo 0.7% con respecto al 2000, el Nuevo Sol se fortaleció 2.2% frente al dólar, el déficit del sector público fue de 2.5% del PBI en el 2001, menor al 3.2% del 2000, esta disminución se logró gracias a la contracción del Gasto público y se financió con bonos en el mercado de capitales. En Colombia en el 2001 se registra una política fiscal contractiva, que se atribuye fundamentalmente a los efectos de la reforma tributaria aprobada el año anterior que elevó los ingresos tributarios en 2 puntos del PIB el año siguiente del sector privado. La economía boliviana estuvo prácticamente estancada, en el año 2000 se registró un crecimiento económico del 2.4% y el 2001 se tuvo un crecimiento de sólo 1.2%, el déficit público alcanzado fue de 6.5% en relación al PIB nominal.

Analizando lo acontecido en el año 2001 para los países de la CAN, lo ideal para estudiar la estabilidad, sería considerar dos muestras, pero como 31 datos para cada país no es una cantidad que nos permita realizar este análisis dado que la muestra sería demasiado pequeña, lo cual no es recomendable en los VAR.

Es necesario tener en cuenta que las Funciones de Impulso-Respuesta que nos han ayudado a interpretar tanto el modelo VAR como el modelo PVAR, se sustenta en una metodología econométrica que asegura respuestas simétricas ante shocks tanto negativos como positivos, sin embargo, en la economía real es poco probable que existan respuestas simétricas en distintas etapas del ciclo económico, por lo que el efecto de un aumento de una desviación estándar en el Gasto público o de una expansión fiscal puede diferir significativamente del efecto que tendría una disminución de una desviación estándar del Gasto público o contracción fiscal

sobre el crecimiento del PIB, dependiendo de la situación fiscal inicial de los países de la CAN.

4.3 RECOMENDACIONES

En este análisis empírico la finalidad ha sido determinar la relación entre el gasto público y el crecimiento económico para los países de la CAN en función de un modelo de vectores autorregresivos, dado que este modelo nos permite centrarnos en un enfoque dinámico y a la vez nos permite obtener evidencia de la teoría que prevalece en el ámbito económico ya se a favor de Keynes o Wagner.

En materia de política fiscal para el cálculo del déficit fiscal estructural, es relevante la senda que se elija sobre el producto potencial, por lo tanto creemos que estimaciones del PIB potencial obtenido ya sea de la derivación de la función neoclásica de crecimiento o usando el filtro de Hodrik-Prescott, sería un elemento que daría un valor adicional a nuestro trabajo, ya que nos permitiría ver como una variación positiva en una variable fiscal en nuestro caso el Gasto Público permite cerrar la brecha entre el crecimiento del PIB observado y el del potencial, sabiendo que cuando se trata de mitigar una depresión económica o a su vez de cerrar dicha brecha y analizar las fluctuaciones del crecimiento económico alrededor de su nivel potencial, esto afectaría a las cuentas fiscales, no solo por el lado del Gasto Público, sino también por el lado de la recaudación tributaria del gobierno central y los gobiernos subnacionales, contribuciones a la seguridad social y las ventas de las empresas, este análisis permitiría obtener evidencia empírica de que si la política fiscal es pro-cíclica o anti-cíclica respaldando de esta forma la Ley de Keynes, o si por otra parte las variables fiscales como el Gasto público son sistemáticas y dependen de la diferencia entre el crecimiento económico observado y el potencial, esto respaldaría a la Ley de Wagner, por lo que para estudios adicionales recomendamos incorporar estas variables en el

análisis a de más de la deuda pública que es un factor común de todos los países de la CAN.

Adicionalmente se podría estar interesado en como las diferentes subclasificaciones del Gasto Público como los Gastos primarios o los Gastos operativos del Gobierno Central podrían influir en el crecimiento del PIB y en su nivel de significancia para respaldar la Ley de Keynes o comprobar empíricamente que ninguna de estas subclasificaciones del Gasto público tendrían efecto estadísticamente significativo sobre el crecimiento del PIB sosteniendo la Ley de Wagner, cabe recalcar que la sensibilidad de las variables en cuestión no solo se pueden observar mediante las Funciones de Impulso-Respuesta o el análisis de Descomposición de Varianza, además como método alternativo para este fin se podría usar las metodologías de impulsos fiscales a las cuentas fiscales como: la metodología del FMI, la metodología de la OECD y la metodología DUTCH realizada en Holanda.

Un factor técnico que podría dar un valor agregado muy significativo a nuestra investigación podría ser incrementar el número de unidades transversales o países a nuestro modelo, en función de la disponibilidad de los datos en términos reales y aplicar simulaciones a los mismos mediante un modelo PVAR para poder divisar la consistencia de los estimadores, su estabilidad y cuál de ellos tiene menor Error Cuadrático Medio (ECM) haciendo uso de diferentes metodologías como: LSDV (Variables Dummy), LSDVC (Variables Dummy con Corrección de errores), primeras diferencias y el método de Helmert.

APÉNDICE

1. ESTABILIDAD DE UN MODELO VAR

Nuestro modelo VAR que nos ayudaría a obtener evidencia empírica de la relación entre el PIB real que estaría representado por la variable y_1 y el Gasto público real representado por la variable y_2 seria:

$$y_1 = \alpha_{11} y_{1.t-1} + \alpha_{12} y_{2.t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$y_2 = \alpha_{21} y_{1.t-1} + \alpha_{22} y_{2.t-1} + \varepsilon_{2t}$$

A este modelo podríamos añadir rezagos de variables exógenas z_t, tendríamos que resolver el problema referente a clasificar a las variables de nuestro modelo como endógenas y exógenas, pero en la práctica se usa el modelo VAR solamente con dos o más variables endógenas que dependen de uno o más rezagos. En este caso un modelo VAR en notación matricial de k variables endógenas con p rezagos estaría escrita como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (1, \text{A})$$

Donde y_t y sus rezagos así como ε_t son vectores de orden $kx1$ y $A_1 \ldots\ldots A_p$ son matrices de coeficientes a estimar de orden kxk.

Nuestro sistema (1, A) en función del operador de rezagos L estaría representado de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} 1-\alpha_{11}L & -\alpha_{12}L \\ -\alpha_{21}L & 1-\alpha_{22}L \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y2_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Su solución está dada por

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y2_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-\alpha_{11}L & -\alpha_{12}L \\ -\alpha_{21}L & 1-\alpha_{22}L \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$= \frac{1}{\Delta}\begin{bmatrix} 1-\alpha_{11}L & -\alpha_{12}L \\ -\alpha_{21}L & 1-\alpha_{22}L \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Donde:

$$\Delta = (1-\alpha_{11}L)(1-\alpha_{22}L) - (\alpha_{12}L)(\alpha_{21}L)$$

$$= 1 - (\alpha_{11}+\alpha_{12})L + (\alpha_{11}\alpha_{22} - \alpha_{12}\alpha_{21})L^2$$

$$= (1-\lambda_1 L)(1-\lambda_2 L)$$

Donde λ_1 y λ_2 son las raíces de la ecuación

$$\lambda^2 - (\alpha_{11}+\alpha_{22})\lambda + (\alpha_{11}\alpha_{22} - \alpha_{12}\alpha_{21}) = 0$$

Para que exista convergencia de las variables $y_1\ y\ y_2$ que representan al PIB real y al Gasto público real respectivamente en términos de sus innovaciones ε_{1t} y ε_{2t} deberíamos tener raíces características menor a la unidad en valor absoluto, es decir $\lambda_1 < 1$ y $\lambda_2 < 1$ o en forma matricial $|A - \lambda I| = 0$, donde A es la matriz de coeficientes de las variables rezagadas.

2. FUNCIÓN DE IMPULSO-RESPUESTA

Una vez satisfecha la condición de estabilidad podemos expresar a $y_1\ y\ y_2$ en función de los valores presentes y pasados de sus innovaciones $\varepsilon_1\ y\ \varepsilon_2$, esta representación es conocida técnicamente como Función de Impulso-Respuesta, la cual muestra los efectos que tienen sobre las variables PIB real y Gasto publico real representadas por $y_1\ y\ y_2$ respectivamente los valores presentes y rezagados de $\varepsilon_1\ y\ \varepsilon_2$, por ejemplo para nuestro modelo (1, A) tenemos que:

$$y_{1t} = \Delta^{-1}[(1-\alpha_{11}L)\varepsilon_{1t} + \alpha_{12}L\varepsilon_{2t}]$$

Expandiendo Δ^{-1} y resolviendo esta expresión en función del operador de rezagos obtenemos:

$$y_{1t} = \varepsilon_{1t} + \alpha_{11}\varepsilon_{1,t-1} + ({\alpha_{11}}^2 + \alpha_{12}\alpha_{21})\varepsilon_{1,t-2} + \cdots + \alpha_{12}\varepsilon_{2,t-1} + \alpha_{12}(\alpha_{11} + \alpha_{22})\varepsilon_{2,t-2+\ \ldots}$$

Y esta expresión será similar para y_{2t}, por lo tanto un shock de una desviación estándar en el PIB real no tendrá efecto en el Gasto público hasta el periodo $(t+1)$, y viceversa.

ANEXOS

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

ANEXOS CAPÍTULO II

Anexo 2.1 Método Función de Autocorrelación

Correlogram of LPIB_BOLIVIA

Date: 09/07/16 Time: 10:53
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.904	0.904	27.851	0.000
		2	0.798	-0.102	50.314	0.000
		3	0.693	-0.053	67.856	0.000
		4	0.592	-0.037	81.153	0.000
		5	0.496	-0.045	90.818	0.000
		6	0.405	-0.034	97.518	0.000
		7	0.319	-0.041	101.84	0.000
		8	0.231	-0.073	104.23	0.000
		9	0.153	-0.023	105.31	0.000
		10	0.080	-0.035	105.62	0.000
		11	0.016	-0.030	105.64	0.000
		12	-0.041	-0.030	105.73	0.000
		13	-0.091	-0.023	106.20	0.000
		14	-0.135	-0.036	107.29	0.000
		15	-0.180	-0.068	109.35	0.000
		16	-0.225	-0.064	112.79	0.000

Correlogram of LPIB_COLOMBIA

Date: 09/07/16 Time: 10:54
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.888	0.888	26.888	0.000
		2	0.778	-0.051	48.223	0.000
		3	0.672	-0.041	64.712	0.000
		4	0.569	-0.047	76.994	0.000
		5	0.469	-0.053	85.662	0.000
		6	0.382	-0.007	91.634	0.000
		7	0.296	-0.057	95.370	0.000
		8	0.213	-0.051	97.386	0.000
		9	0.132	-0.060	98.192	0.000
		10	0.065	0.001	98.400	0.000
		11	0.012	0.001	98.408	0.000
		12	-0.035	-0.033	98.475	0.000
		13	-0.073	-0.007	98.775	0.000
		14	-0.108	-0.041	99.475	0.000
		15	-0.153	-0.095	100.97	0.000
		16	-0.193	-0.036	103.51	0.000

Correlogram of LPIB_ECUADOR

Date: 09/07/16 Time: 10:55
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.901	0.901	27.659	0.000
		2	0.796	-0.083	49.983	0.000
		3	0.686	-0.082	67.169	0.000
		4	0.583	-0.025	80.067	0.000
		5	0.483	-0.053	89.263	0.000
		6	0.398	0.008	95.742	0.000
		7	0.317	-0.041	100.02	0.000
		8	0.231	-0.096	102.39	0.000
		9	0.152	-0.025	103.46	0.000
		10	0.077	-0.046	103.75	0.000
		11	0.006	-0.052	103.75	0.000
		12	-0.057	-0.029	103.93	0.000
		13	-0.102	0.022	104.52	0.000
		14	-0.141	-0.033	105.71	0.000
		15	-0.186	-0.095	107.92	0.000
		16	-0.226	-0.038	111.42	0.000

Correlogram of LPIB_PERU

Date: 09/07/16 Time: 10:56
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.910	0.910	28.235	0.000
		2	0.815	-0.076	51.660	0.000
		3	0.724	-0.029	70.800	0.000
		4	0.625	-0.098	85.607	0.000
		5	0.517	-0.113	96.132	0.000
		6	0.410	-0.064	103.03	0.000
		7	0.315	-0.011	107.25	0.000
		8	0.212	-0.115	109.24	0.000
		9	0.118	-0.022	109.89	0.000
		10	0.041	0.005	109.97	0.000
		11	-0.027	-0.019	110.01	0.000
		12	-0.089	-0.042	110.44	0.000
		13	-0.143	-0.028	111.60	0.000
		14	-0.196	-0.088	113.91	0.000
		15	-0.242	-0.034	117.65	0.000
		16	-0.287	-0.077	123.27	0.000

Correlogram of LGP_BOLIVIA

Date: 09/07/16 Time: 10:57
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.902	0.902	27.730	0.000
2	0.795	-0.097	50.031	0.000
3	0.688	-0.060	67.323	0.000
4	0.592	-0.004	80.589	0.000
5	0.495	-0.067	90.234	0.000
6	0.406	-0.021	96.995	0.000
7	0.319	-0.056	101.34	0.000
8	0.235	-0.052	103.80	0.000
9	0.155	-0.044	104.92	0.000
10	0.081	-0.040	105.24	0.000
11	0.013	-0.040	105.25	0.000
12	-0.052	-0.051	105.39	0.000
13	-0.112	-0.047	106.10	0.000
14	-0.166	-0.041	107.75	0.000
15	-0.215	-0.047	110.70	0.000
16	-0.261	-0.054	115.33	0.000

Correlogram of LGP_COLOMBIA

Date: 09/07/16 Time: 10:58
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.908	0.908	28.098	0.000
2	0.811	-0.076	51.273	0.000
3	0.708	-0.083	69.593	0.000
4	0.613	-0.018	83.818	0.000
5	0.520	-0.045	94.458	0.000
6	0.425	-0.077	101.85	0.000
7	0.329	-0.071	106.47	0.000
8	0.240	-0.031	109.03	0.000
9	0.135	-0.166	109.88	0.000
10	0.056	0.060	110.03	0.000
11	-0.018	-0.044	110.05	0.000
12	-0.073	0.019	110.34	0.000
13	-0.115	0.010	111.09	0.000
14	-0.159	-0.077	112.62	0.000
15	-0.204	-0.073	115.29	0.000
16	-0.247	-0.056	119.45	0.000

Correlogram of LGP_ECUADOR

Date: 09/07/16 Time: 10:58
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.886	0.886	26.773	0.000
2	0.756	-0.135	46.943	0.000
3	0.614	-0.126	60.727	0.000
4	0.471	-0.086	69.150	0.000
5	0.351	0.012	73.989	0.000
6	0.238	-0.061	76.312	0.000
7	0.131	-0.081	77.043	0.000
8	0.050	0.023	77.153	0.000
9	-0.007	0.029	77.156	0.000
10	-0.052	-0.035	77.285	0.000
11	-0.085	-0.031	77.653	0.000
12	-0.117	-0.052	78.389	0.000
13	-0.130	0.045	79.347	0.000
14	-0.141	-0.045	80.541	0.000
15	-0.150	-0.036	81.977	0.000
16	-0.167	-0.074	83.878	0.000

Correlogram of LGP_PERU

Date: 09/07/16 Time: 10:59
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.895	0.895	27.327	0.000
2	0.780	-0.109	48.775	0.000
3	0.672	-0.022	65.292	0.000
4	0.563	-0.079	77.296	0.000
5	0.453	-0.069	85.372	0.000
6	0.342	-0.081	90.167	0.000
7	0.239	-0.044	92.598	0.000
8	0.158	0.027	93.703	0.000
9	0.082	-0.051	94.017	0.000
10	0.011	-0.046	94.023	0.000
11	-0.050	-0.027	94.149	0.000
12	-0.099	-0.018	94.675	0.000
13	-0.145	-0.060	95.879	0.000
14	-0.191	-0.058	98.068	0.000
15	-0.240	-0.086	101.74	0.000
16	-0.291	-0.091	107.53	0.000

Correlogram of LPIB_PER_BOLIVIA

Date: 09/07/16 Time: 11:00
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.898	0.898	27.499	0.000
2	0.779	-0.139	48.931	0.000
3	0.662	-0.054	64.947	0.000
4	0.554	-0.023	76.577	0.000
5	0.453	-0.041	84.644	0.000
6	0.362	-0.019	90.004	0.000
7	0.277	-0.040	93.285	0.000
8	0.190	-0.088	94.884	0.000
9	0.116	0.008	95.511	0.000
10	0.053	-0.022	95.647	0.000
11	0.001	-0.012	95.647	0.000
12	-0.041	-0.009	95.736	0.000
13	-0.071	0.001	96.019	0.000
14	-0.097	-0.034	96.591	0.000
15	-0.131	-0.075	97.682	0.000
16	-0.171	-0.081	99.669	0.000

Correlogram of LPIB_PER_COLOMBIA

Date: 09/07/16 Time: 11:00
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.878	0.878	26.296	0.000
2	0.757	-0.062	46.508	0.000
3	0.641	-0.045	61.534	0.000
4	0.530	-0.052	72.175	0.000
5	0.422	-0.058	79.179	0.000
6	0.335	0.017	83.762	0.000
7	0.248	-0.064	86.388	0.000
8	0.164	-0.058	87.585	0.000
9	0.081	-0.067	87.891	0.000
10	0.022	0.031	87.916	0.000
11	-0.017	0.027	87.930	0.000
12	-0.049	-0.023	88.061	0.000
13	-0.066	0.023	88.310	0.000
14	-0.081	-0.031	88.705	0.000
15	-0.114	-0.105	89.533	0.000
16	-0.142	-0.022	90.914	0.000

Correlogram of LPIB_PER_ECUADOR

Date: 09/07/16 Time: 11:01
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.894	0.894	27.273	0.000
2	0.770	-0.149	48.189	0.000
3	0.639	-0.096	63.116	0.000
4	0.516	-0.034	73.223	0.000
5	0.400	-0.054	79.522	0.000
6	0.322	0.106	83.756	0.000
7	0.245	-0.085	86.317	0.000
8	0.148	-0.183	87.294	0.000
9	0.066	0.022	87.496	0.000
10	-0.013	-0.064	87.505	0.000
11	-0.091	-0.069	87.932	0.000
12	-0.151	0.015	89.154	0.000
13	-0.169	0.084	90.782	0.000
14	-0.179	-0.018	92.707	0.000
15	-0.195	-0.092	95.147	0.000
16	-0.201	0.001	97.894	0.000

Correlogram of LPIB_PERC_PERU

Date: 09/07/16 Time: 11:02
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.909	0.909	28.204	0.000
2	0.797	-0.174	50.617	0.000
3	0.682	-0.066	67.600	0.000
4	0.563	-0.086	79.619	0.000
5	0.444	-0.078	87.361	0.000
6	0.335	-0.017	91.944	0.000
7	0.245	0.021	94.500	0.000
8	0.147	-0.147	95.458	0.000
9	0.059	-0.015	95.619	0.000
10	-0.014	-0.009	95.628	0.000
11	-0.078	-0.044	95.939	0.000
12	-0.138	-0.054	96.960	0.000
13	-0.189	-0.034	98.986	0.000
14	-0.239	-0.096	102.41	0.000
15	-0.278	0.004	107.34	0.000
16	-0.315	-0.082	114.12	0.000

Correlogram of LGP_PERC_BOLIVIA

Date: 09/07/16 Time: 11:02
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.846	0.846	24.416	0.000
		2	0.712	-0.015	42.284	0.000
		3	0.592	-0.025	55.068	0.000
		4	0.490	-0.005	64.158	0.000
		5	0.387	-0.066	70.041	0.000
		6	0.310	0.025	73.981	0.000
		7	0.234	-0.049	76.317	0.000
		8	0.159	-0.053	77.445	0.000
		9	0.093	-0.027	77.847	0.000
		10	0.040	-0.017	77.924	0.000
		11	-0.016	-0.053	77.936	0.000
		12	-0.066	-0.040	78.170	0.000
		13	-0.112	-0.043	78.881	0.000
		14	-0.153	-0.042	80.295	0.000
		15	-0.192	-0.045	82.660	0.000
		16	-0.228	-0.052	86.211	0.000

Correlogram of LGP_PERC_COLOMBIA

Date: 09/07/16 Time: 11:03
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.907	0.907	28.081	0.000
		2	0.810	-0.079	51.198	0.000
		3	0.703	-0.100	69.268	0.000
		4	0.606	-0.010	83.176	0.000
		5	0.512	-0.039	93.503	0.000
		6	0.416	-0.082	100.59	0.000
		7	0.319	-0.075	104.92	0.000
		8	0.229	-0.022	107.26	0.000
		9	0.121	-0.189	107.94	0.000
		10	0.042	0.087	108.03	0.000
		11	-0.030	-0.037	108.07	0.000
		12	-0.079	0.031	108.41	0.000
		13	-0.114	0.023	109.14	0.000
		14	-0.153	-0.087	110.55	0.000
		15	-0.195	-0.079	112.98	0.000
		16	-0.236	-0.060	116.76	0.000

Correlogram of LGP_PERC_ECUADOR

Date: 09/07/16 Time: 11:04
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.882	0.882	26.514	0.000
		2	0.731	-0.209	45.364	0.000
		3	0.559	-0.169	56.781	0.000
		4	0.380	-0.128	62.243	0.000
		5	0.208	-0.083	63.947	0.000
		6	0.048	-0.093	64.040	0.000
		7	-0.109	-0.148	64.543	0.000
		8	-0.222	0.029	66.741	0.000
		9	-0.302	-0.022	70.986	0.000
		10	-0.359	-0.075	77.265	0.000
		11	-0.387	-0.032	84.926	0.000
		12	-0.396	-0.057	93.384	0.000
		13	-0.386	-0.033	101.87	0.000
		14	-0.357	-0.031	109.54	0.000
		15	-0.308	0.011	115.60	0.000
		16	-0.277	-0.153	120.82	0.000

Correlogram of LGP_PERC_PERU

Date: 09/07/16 Time: 11:04
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.877	0.877	26.248	0.000
		2	0.719	-0.218	44.505	0.000
		3	0.562	-0.068	56.063	0.000
		4	0.420	-0.039	62.743	0.000
		5	0.301	-0.009	66.304	0.000
		6	0.196	-0.055	67.868	0.000
		7	0.103	-0.042	68.323	0.000
		8	0.044	0.055	68.408	0.000
		9	-0.007	-0.062	68.411	0.000
		10	-0.058	-0.070	68.575	0.000
		11	-0.103	-0.027	69.115	0.000
		12	-0.135	-0.003	70.102	0.000
		13	-0.173	-0.094	71.794	0.000
		14	-0.211	-0.062	74.465	0.000
		15	-0.257	-0.090	78.684	0.000
		16	-0.308	-0.092	85.138	0.000

Correlogram of L_G_Y_BOLIVIA

Date: 09/07/16 Time: 11:37
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.612	0.612	12.773	0.000
		2	0.420	0.072	18.992	0.000
		3	0.343	0.097	23.291	0.000
		4	0.204	-0.089	24.870	0.000
		5	0.049	-0.132	24.966	0.000
		6	0.008	0.014	24.969	0.000
		7	0.020	0.065	24.987	0.001
		8	-0.030	-0.044	25.027	0.002
		9	-0.057	-0.028	25.176	0.003
		10	-0.027	0.019	25.211	0.005
		11	-0.060	-0.065	25.396	0.008
		12	-0.080	-0.011	25.742	0.012
		13	-0.076	-0.017	26.071	0.017
		14	-0.019	0.077	26.093	0.025
		15	-0.027	-0.024	26.140	0.037
		16	-0.012	0.014	26.151	0.052

Correlogram of L_G_Y_COLOMBIA

Date: 09/07/16 Time: 11:37
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.921	0.921	28.921	0.000
		2	0.833	-0.101	53.390	0.000
		3	0.721	-0.205	72.364	0.000
		4	0.611	-0.036	86.498	0.000
		5	0.506	-0.012	96.573	0.000
		6	0.384	-0.197	102.62	0.000
		7	0.268	-0.054	105.69	0.000
		8	0.164	0.026	106.89	0.000
		9	0.038	-0.267	106.95	0.000
		10	-0.050	0.140	107.07	0.000
		11	-0.131	0.001	107.96	0.000
		12	-0.180	0.046	109.70	0.000
		13	-0.210	0.024	112.21	0.000
		14	-0.243	-0.085	115.75	0.000
		15	-0.266	-0.079	120.29	0.000
		16	-0.288	-0.049	125.96	0.000

Correlogram of L_G_Y_ECUADOR

Date: 09/07/16 Time: 11:37
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.879	0.879	26.370	0.000
		2	0.766	-0.032	47.069	0.000
		3	0.626	-0.182	61.379	0.000
		4	0.495	-0.053	70.653	0.000
		5	0.325	-0.249	74.819	0.000
		6	0.178	-0.046	76.115	0.000
		7	0.037	-0.061	76.172	0.000
		8	-0.068	0.022	76.375	0.000
		9	-0.172	-0.084	77.751	0.000
		10	-0.241	-0.002	80.578	0.000
		11	-0.319	-0.149	85.776	0.000
		12	-0.355	0.012	92.546	0.000
		13	-0.398	-0.110	101.55	0.000
		14	-0.409	-0.013	111.61	0.000
		15	-0.418	-0.036	122.79	0.000
		16	-0.448	-0.270	136.50	0.000

Correlogram of L_G_Y_PERU

Date: 09/07/16 Time: 11:38
Sample: 1985 2015
Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.707	0.707	17.068	0.000
		2	0.389	-0.223	22.411	0.000
		3	0.158	-0.045	23.322	0.000
		4	-0.001	-0.069	23.322	0.000
		5	-0.059	0.034	23.458	0.000
		6	-0.098	-0.080	23.853	0.001
		7	-0.186	-0.170	25.330	0.001
		8	-0.188	0.077	26.897	0.001
		9	-0.164	-0.046	28.143	0.001
		10	-0.116	0.015	28.799	0.001
		11	-0.053	-0.001	28.943	0.002
		12	0.022	0.079	28.970	0.004
		13	0.097	0.062	29.501	0.006
		14	0.114	-0.067	30.288	0.007
		15	0.035	-0.128	30.364	0.011
		16	-0.052	-0.038	30.552	0.015

Anexo 2.2 Test ADF con Quiebre Estructural en Niveles y en Diferencia

Bolivia

Unit Root with Break Test on LPIB_BOLIVIA

Null Hypothesis: LPIB_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2003
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.981819	> 0.99
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_BOLIVIA

Null Hypothesis: DLPIB_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2003
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.889660	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_BOLIVIA

Null Hypothesis: LGP_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2010
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.273972	0.3508
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_BOLIVIA

Null Hypothesis: DLGP_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2010
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.665737	0.0272
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LPIB_PER_BOLIVIA

Null Hypothesis: LPIB_PER_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2003
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.724405	> 0.99
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_PERC_BOLIVIA

Null Hypothesis: DLPIB_PERC_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2003
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.963307	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_PERC_BOLIVIA

Null Hypothesis: LGP_PERC_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.831963	0.1157
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_PERC_BOLIVIA

Null Hypothesis: DLGP_PERC_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2012
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.706469	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on L_G_Y_BOLIVIA

Null Hypothesis: L_G_Y_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 5 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.691800	0.9678
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DL_G_Y_BOLIVIA

Null Hypothesis: DL_G_Y_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=2)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.912767	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Colombia

Unit Root with Break Test on LPIB_COLOMBIA

Null Hypothesis: LPIB_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2010
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.285971	0.5363
Test critical values:	1% level	-5.067425	
	5% level	-4.524826	
	10% level	-4.261048	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_COLOMBIA

Null Hypothesis: DLPIB_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1999
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.604421	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_COLOMBIA

Null Hypothesis: LGP_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1995
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 5 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.080303	> 0.99
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_COLOMBIA

Null Hypothesis: DLGP_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1997
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.649529	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LPIB_PER_COLOMBIA

Null Hypothesis: LPIB_PER_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2010
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.611805	0.6220
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_PERC_COLOMBIA

Null Hypothesis: DLPIB_PERC_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1999
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.710200	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_PERC_COLOMBIA

Null Hypothesis: LGP_PERC_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1995
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.578650	0.1081
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_PERC_COLOMBIA

Null Hypothesis: DLGP_PERC_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1997
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.149640	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on L_G_Y_COLOMBIA

Null Hypothesis: L_G_Y_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2001
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.035773	0.1604
Test critical values:	1% level	-5.067425	
	5% level	-4.524826	
	10% level	-4.261048	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DL_G_Y_COLOMBIA

Null Hypothesis: DL_G_Y_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.31440	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Ecuador

Unit Root with Break Test on LPIB_ECUADOR

Null Hypothesis: LPIB_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1998
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 5 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.125182	0.0578
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_ECUADOR

Null Hypothesis: DLPIB_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.165661	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_ECUADOR

Null Hypothesis: LGP_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.374645	0.1772
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_ECUADOR

Null Hypothesis: DLGP_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2006
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.593381	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LPIB_PER_ECUADOR

Null Hypothesis: LPIB_PER_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2010
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.395570	0.7517
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_PERC_ECUADOR

Null Hypothesis: DLPIB_PERC_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.316476	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_PERC_ECUADOR

Null Hypothesis: LGP_PERC_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 6 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.138394	0.2933
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_PERC_ECUADOR

Null Hypothesis: DLGP_PERC_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2006
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.536420	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on L_G_Y_ECUADOR

Null Hypothesis: L_G_Y_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2008
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 2 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.548931	0.6622
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DL_G_Y_ECUADOR

Null Hypothesis: DL_G_Y_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2006
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.454113	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Perú

Unit Root with Break Test on LPIB_PERU

Null Hypothesis: LPIB_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2003
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.797942	> 0.99
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_PERU

Null Hypothesis: DLPIB_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2001
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.739592	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_PERU

Null Hypothesis: LGP_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.864626	> 0.99
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_PERU

Null Hypothesis: DLGP_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.764892	0.0196
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LPIB_PERC_PERU

Null Hypothesis: LPIB_PERC_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2004
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.498804	> 0.99
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLPIB_PERC_PERU

Null Hypothesis: DLPIB_PERC_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2001
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.778160	< 0.01
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on LGP_PERC_PERU

Null Hypothesis: LGP_PERC_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2000
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.135547	> 0.99
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DLGP_PERC_PERU

Null Hypothesis: DLGP_PERC_PERU has a unit root
Trend Specification: Intercept only
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.732317	0.0220
Test critical values:	1% level	-4.949133	
	5% level	-4.443649	
	10% level	-4.193627	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on L_G_Y_PERU

Null Hypothesis: L_G_Y_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 7 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.488091	0.8185
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on DL_G_Y_PERU

Null Hypothesis: DL_G_Y_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2001
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 5 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.293380	0.0128
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Anexo 2.3. Test ADF con Quiebre Estructural de los Residuos de cada Modelo Especificado para los países de la CAN.

Bolivia

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_PW_BOLIVIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_PW_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.041712	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GOFF_BOLIVIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_GOFF_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1998
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=7)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.717668	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MANN_BOLIVIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_MANN_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.041712	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MUSG_BOLIVIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_MUSG_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.617955	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GUPTA_BOLIVIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_GUPTA_BOLIVIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2013
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 0 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.617955	< 0.01
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Colombia

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_PW_COLOMBIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_PW_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1993
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.969947	0.0833
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GOFF_COLOMBIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_GOFF_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1995
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.214608	0.3852
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MANN_COLOMBIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_MANN_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1993
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.969947	0.0833
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MUSG_COLOMBIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_MUSG_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1995
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.477913	0.2469
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GUPTA_COLOMBIA

Null Hypothesis: RESIDUOS_GUPTA_COLOMBIA has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 1995
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 3 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.477913	0.2469
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Ecuador

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_PW_ECUADOR

Null Hypothesis: RESIDUOS_PW_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.061700	0.0682
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GOFF_ECUADOR

Null Hypothesis: RESIDUOS_GOFF_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.892450	0.1004
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MANN_ECUADOR

Null Hypothesis: RESIDUOS_MANN_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.061700	0.0682
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MUSG_ECUADOR

Null Hypothesis: RESIDUOS_MUSG_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.100621	0.0617
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GUPTA_ECUADOR

Null Hypothesis: RESIDUOS_GUPTA_ECUADOR has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2005
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 4 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.100621	0.0617
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Perú

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_PW_PERU

Null Hypothesis: RESIDUOS_PW_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.970883	0.5419
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GOFF_PERU

Null Hypothesis: RESIDUOS_GOFF_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Intercept only
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2006
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.099807	0.3131
Test critical values:	1% level	-5.347598	
	5% level	-4.859812	
	10% level	-4.607324	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MANN_PERU

Null Hypothesis: RESIDUOS_MANN_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.970883	0.5419
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_MUSG_PERU

Null Hypothesis: RESIDUOS_MUSG_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.819834	0.6377
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

Unit Root with Break Test on RESIDUOS_GUPTA_PERU

Null Hypothesis: RESIDUOS_GUPTA_PERU has a unit root
Trend Specification: Trend and Intercept
Break Specification: Trend and Intercept
Break Type: Innovational outlier

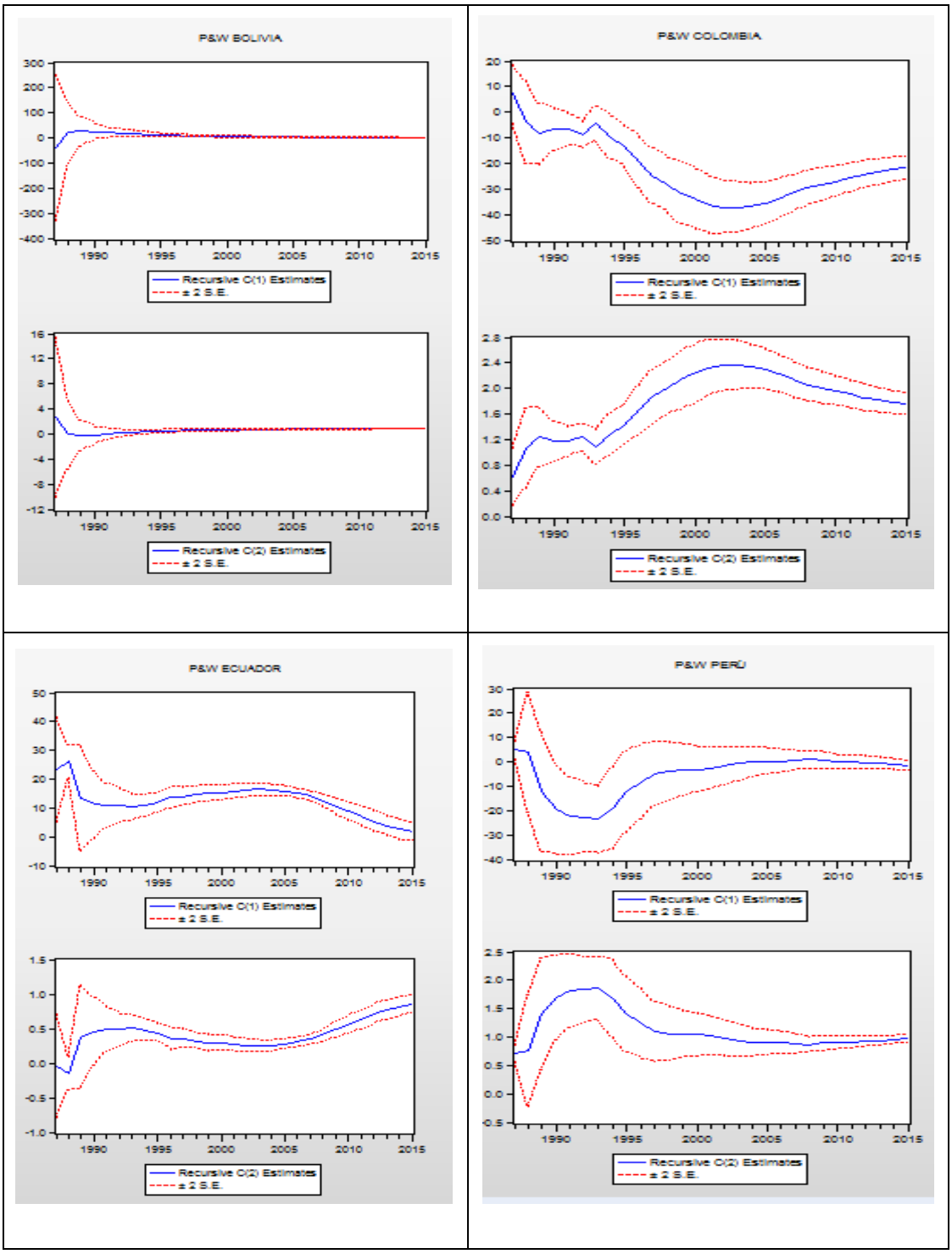
Break Date: 2009
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic
Lag Length: 1 (Automatic - based on Akaike Information criterion, maxlag=4)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.819834	0.6377
Test critical values:	1% level	-5.719131	
	5% level	-5.175710	
	10% level	-4.893950	

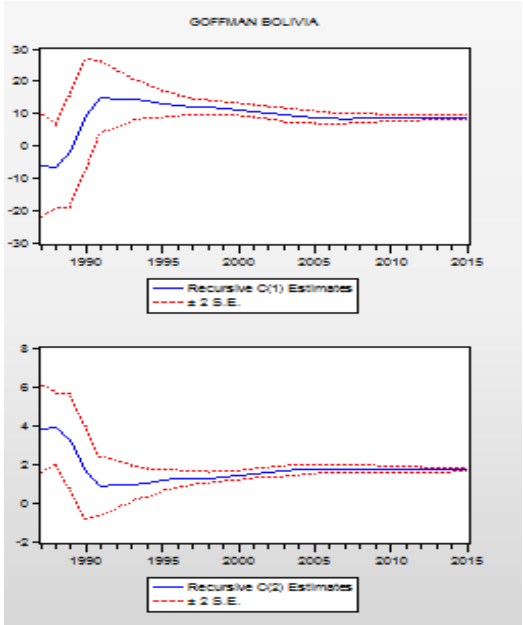
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.

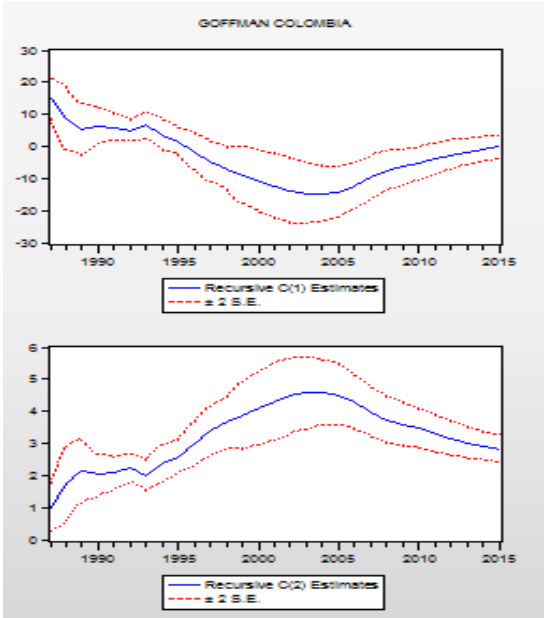
Anexo 2.4. Test de Coeficientes Recursivos de cada modelo especificado para los países de la CAN.

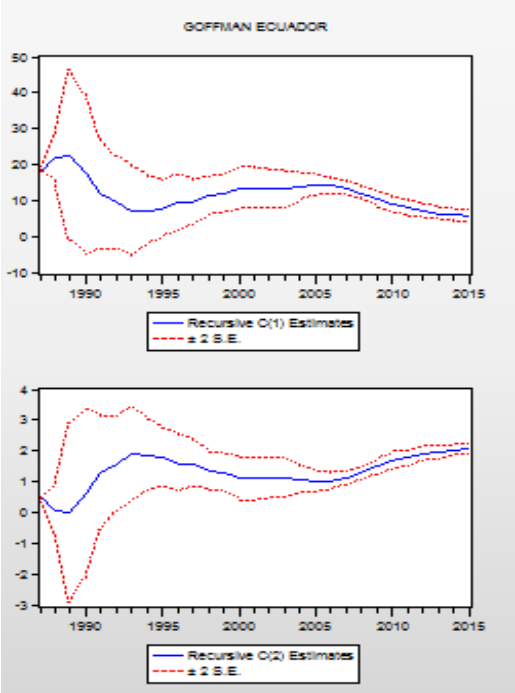
Modelo de P&W

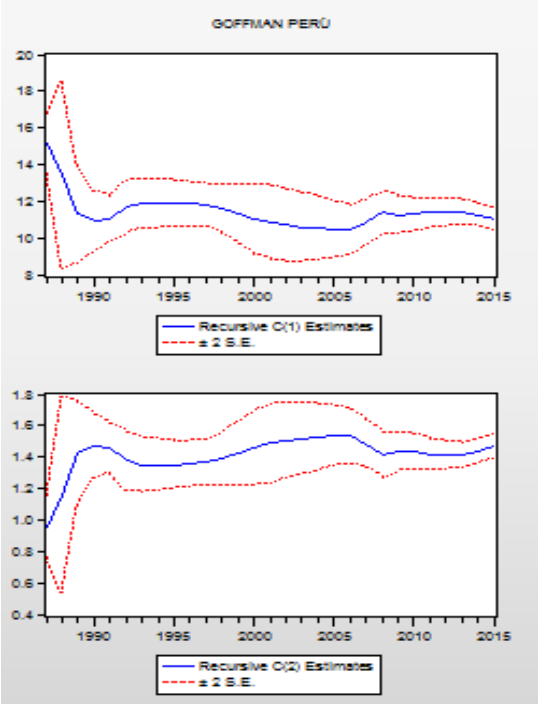


Modelo de Goffman

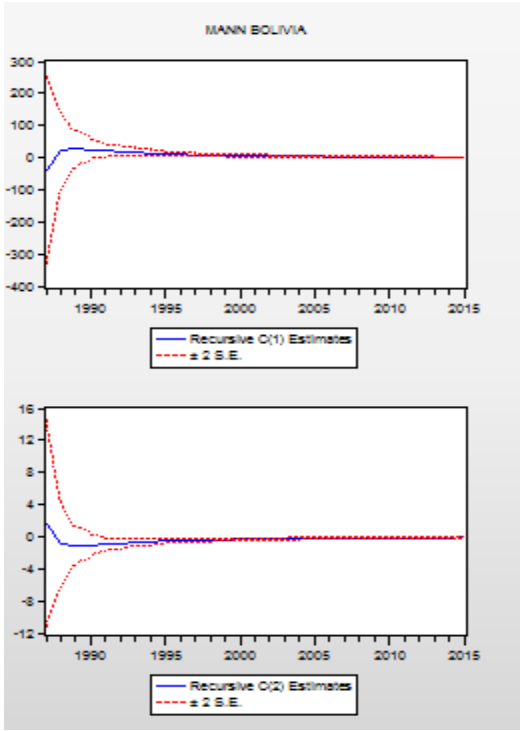


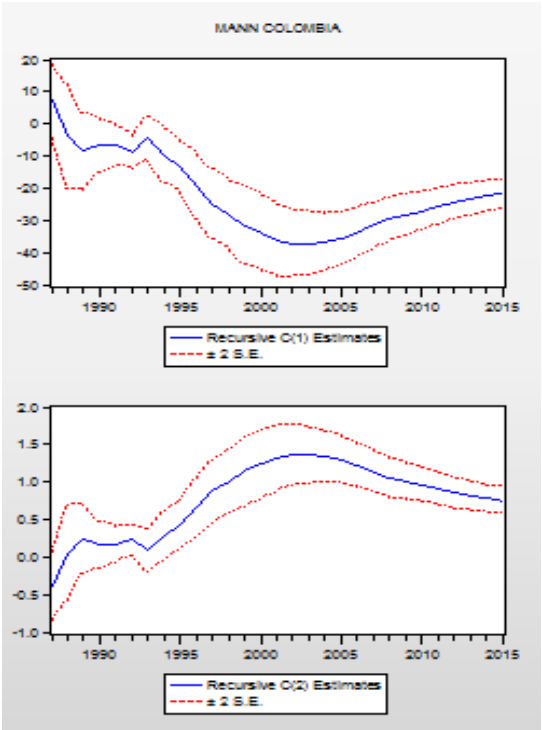


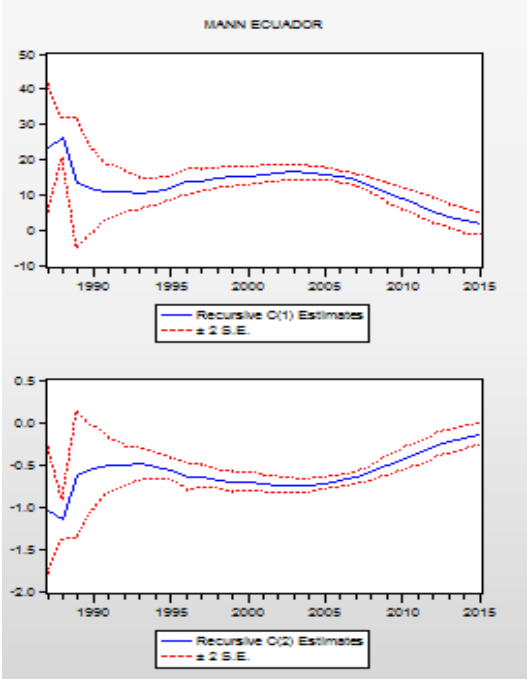


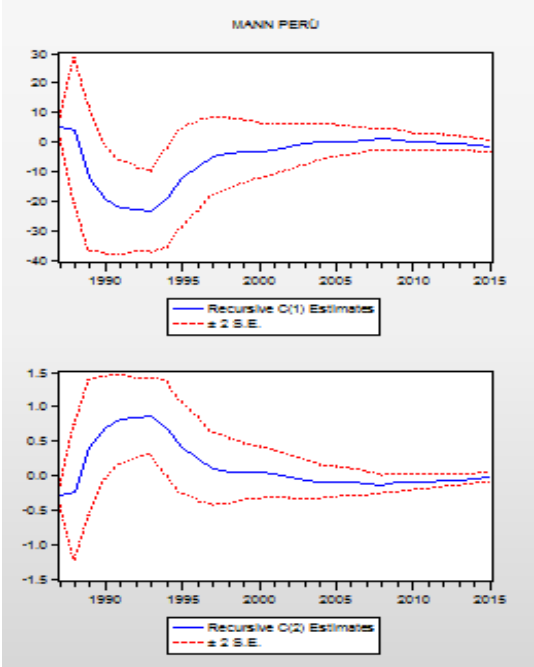


Modelo de Mann

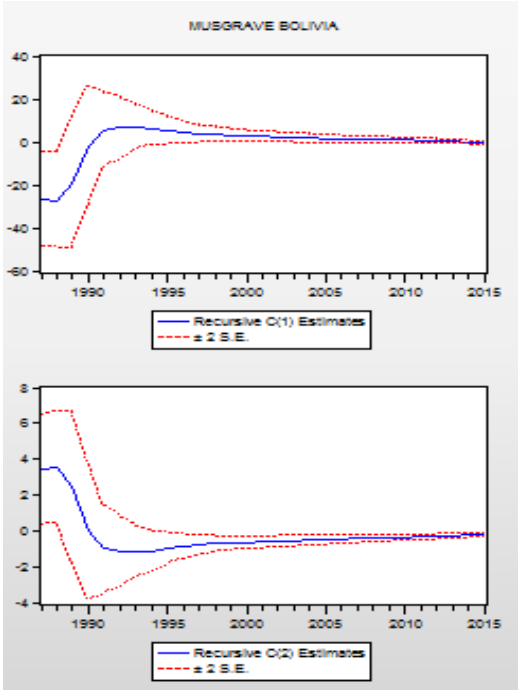


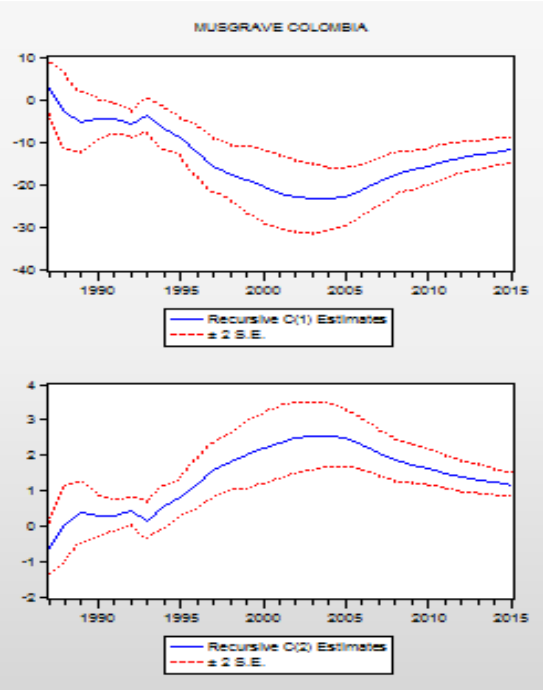


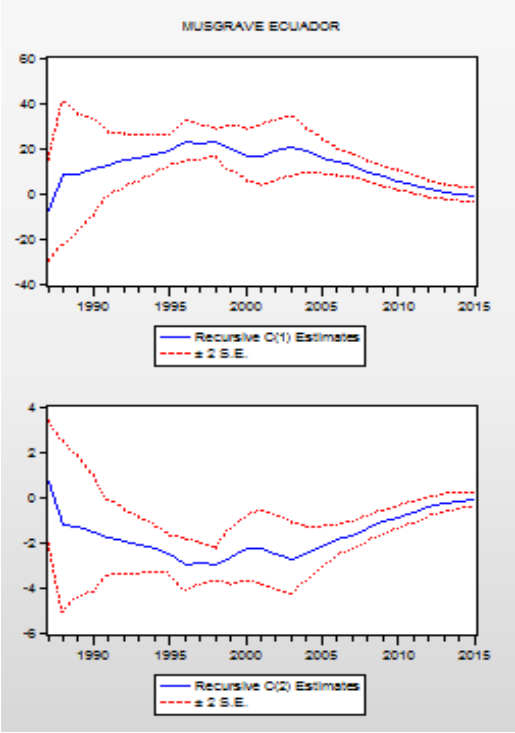


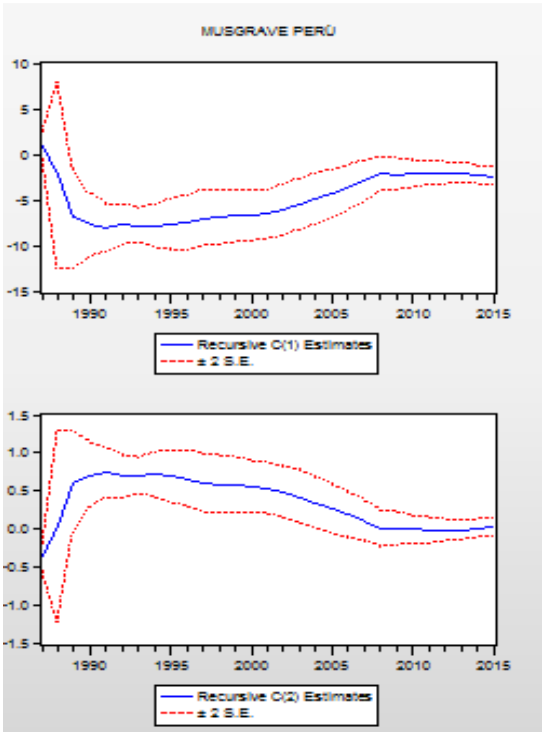


Modelo de Musgrave

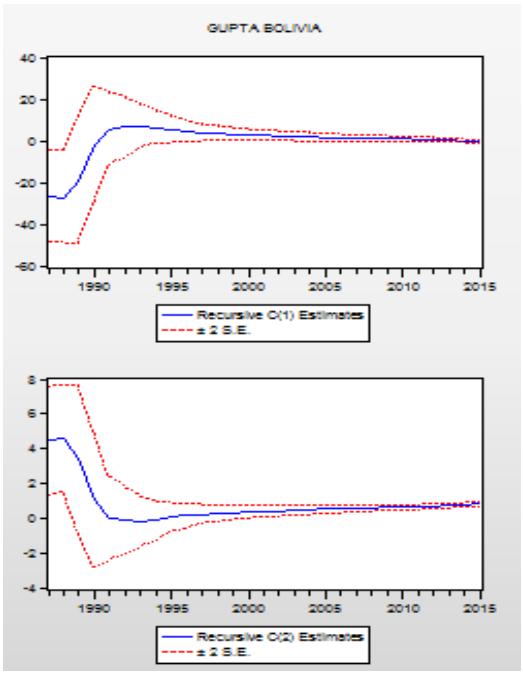


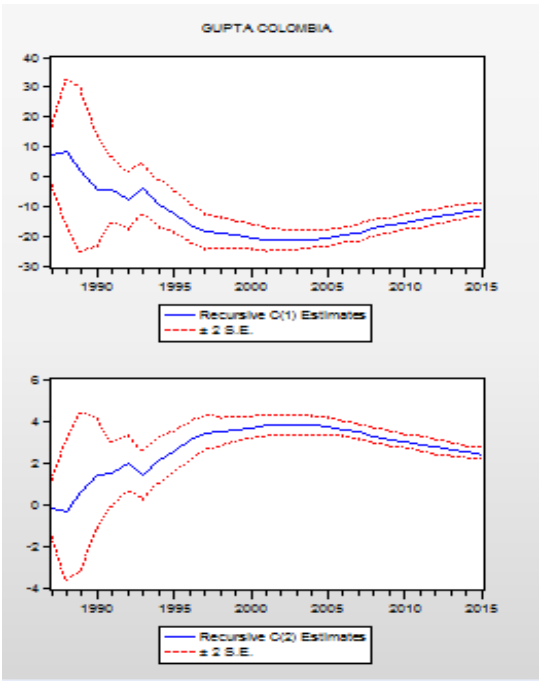


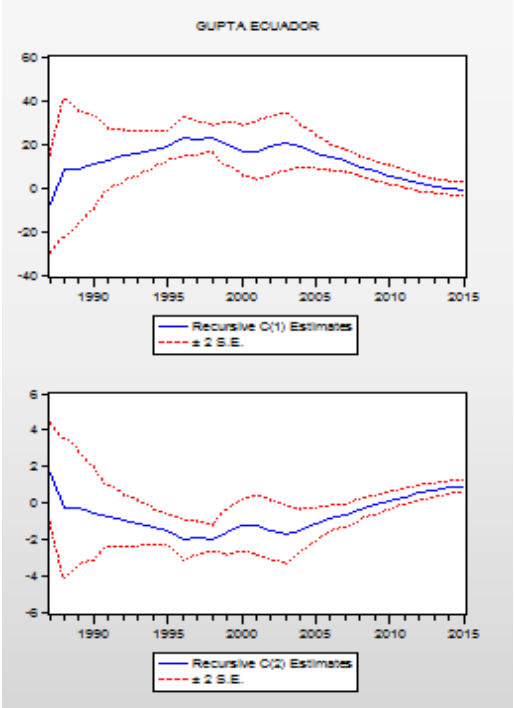


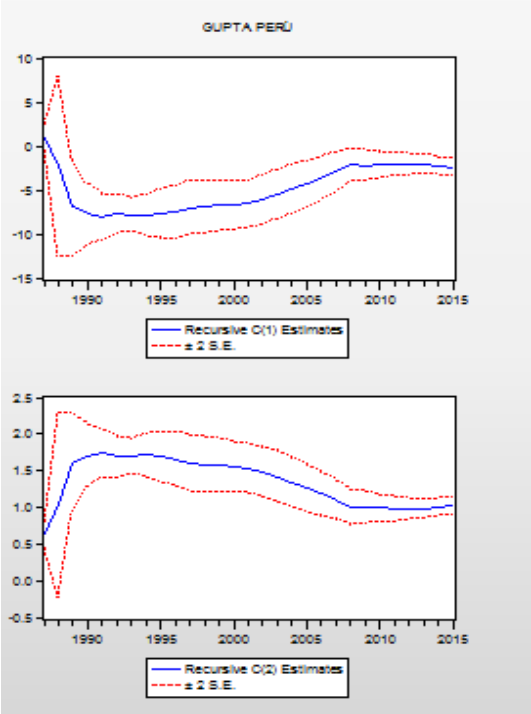


Modelo de Gupta









Anexo 2.5 Test de Pesaran, Shin y Smith para los países de la CAN

Bolivia

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:26
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	19.93481	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

P&W

Goffman

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:40
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	25.92304	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:34
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	13.96518	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Mann

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:31
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	14.65441	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Musgrave

Gupta

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:37
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	19.78858	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Colombia

P&W

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:28
Sample: 1987 2015
Included observations: 29
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	1.654196	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Goffman

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:41
Sample: 1989 2015
Included observations: 27
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	1.492267	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:35
Sample: 1989 2015
Included observations: 27
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	2.700624	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Mann

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:31
Sample: 1989 2015
Included observations: 27
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	4.220828	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Musgrave

Gupta

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:39
Sample: 1989 2015
Included observations: 27
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	2.851463	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Ecuador

P&W

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:29
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	0.931710	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Goffman

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:42
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	2.245442	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Mann

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:36
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	2.605548	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Musgrave

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:32
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	3.592454	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Gupta

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:39
Sample: 1986 2015
Included observations: 30
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	1.713522	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Perú

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:30
Sample: 1988 2015
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	23.09388	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

P&W

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:21
Sample: 1988 2015
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	22.84554	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Goffman

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:37
Sample: 1988 2015
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	13.94772	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Mann

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:34
Sample: 1988 2015
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	14.21886	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

Musgrave

Gupta

ARDL Bounds Test
Date: 09/30/16 Time: 10:40
Sample: 1988 2015
Included observations: 28
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	24.52267	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	5.59	6.26
5%	6.56	7.3
2.5%	7.46	8.27
1%	8.74	9.63

ANEXO 2. 6 MCE a partir de un modelo ADRL para cada especificación

Bolivia

P&W

Test Equation:
Dependent Variable: D(LGP_BOLIVIA)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:26
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.154343	3.240192	-0.664881	0.5120
@TREND	-0.001707	0.005396	-0.316292	0.7543
LPIB_BOLIVIA(-1)	0.589205	0.188948	3.118344	0.0044
LGP_BOLIVIA(-1)	-0.538578	0.088758	-6.067930	0.0000

R-squared	0.759872	Mean dependent var	0.029567
Adjusted R-squared	0.732165	S.D. dependent var	0.041923
S.E. of regression	0.021696	Akaike info criterion	-4.699774
Sum squared resid	0.012239	Schwarz criterion	-4.512948
Log likelihood	74.49661	Hannan-Quinn criter.	-4.640007
F-statistic	27.42517	Durbin-Watson stat	0.937130
Prob(F-statistic)	0.000000		

Goffman

Test Equation:
Dependent Variable: D(LGP_BOLIVIA)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:40
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.983529	1.212918	6.582086	0.0000
@TREND	0.010143	0.002090	4.853232	0.0000
LPIB_PER_BOLIVIA(-1)	0.647377	0.160746	4.027337	0.0004
LGP_BOLIVIA(-1)	-0.602687	0.086548	-6.963642	0.0000

R-squared	0.796815	Mean dependent var	0.029567
Adjusted R-squared	0.773371	S.D. dependent var	0.041923
S.E. of regression	0.019958	Akaike info criterion	-4.866830
Sum squared resid	0.010356	Schwarz criterion	-4.680004
Log likelihood	77.00245	Hannan-Quinn criter.	-4.807063
F-statistic	33.98741	Durbin-Watson stat	0.996810
Prob(F-statistic)	0.000000		

Mann

Test Equation:
Dependent Variable: D(L_G_Y_BOLIVIA)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:31
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB_PER_BOLIVIA)	-0.253845	0.242532	-1.046642	0.3053
C	-1.923005	0.837666	-2.295672	0.0304
@TREND	-0.002814	0.002287	-1.230385	0.2300
LPIB_PER_BOLIVIA(-1)	0.147599	0.109355	1.349723	0.1892
L_G_Y_BOLIVIA(-1)	-0.456179	0.084424	-5.403445	0.0000

R-squared	0.694908	Mean dependent var	-0.007587
Adjusted R-squared	0.646094	S.D. dependent var	0.031609
S.E. of regression	0.018804	Akaike info criterion	-4.958475
Sum squared resid	0.008840	Schwarz criterion	-4.724942
Log likelihood	79.37713	Hannan-Quinn criter.	-4.883766
F-statistic	14.23565	Durbin-Watson stat	1.267292
Prob(F-statistic)	0.000003		

Musgrave

Test Equation:
Dependent Variable: D(L_G_Y_BOLIVIA)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:34
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB_BOLIVIA)	-0.249244	0.252238	-0.988131	0.3326
C	-3.920026	2.900676	-1.351418	0.1887
@TREND	-0.005065	0.004861	-1.041945	0.3074
LPIB_BOLIVIA(-1)	0.135159	0.125908	1.073469	0.2933
L_G_Y_BOLIVIA(-1)	-0.444006	0.084018	-5.284628	0.0000

R-squared	0.688108	Mean dependent var	-0.007587
Adjusted R-squared	0.638206	S.D. dependent var	0.031609
S.E. of regression	0.019012	Akaike info criterion	-4.936432
Sum squared resid	0.009037	Schwarz criterion	-4.702899
Log likelihood	79.04648	Hannan-Quinn criter.	-4.861723
F-statistic	13.78901	Durbin-Watson stat	1.262387
Prob(F-statistic)	0.000005		

Gupta

Test Equation:
Dependent Variable: D(LGP_PERC_BOLIVIA)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:37
Sample: 1986 2015
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.767388	0.962675	-1.835913	0.0778
@TREND	-0.001608	0.002594	-0.619665	0.5409
LPIB_PER_BOLIVIA(-1)	0.651618	0.180367	3.612729	0.0013
LGP_PERC_BOLIVIA(-1)	-0.549933	0.090647	-6.066784	0.0000

R-squared	0.770731	Mean dependent var	0.011363
Adjusted R-squared	0.744277	S.D. dependent var	0.042812
S.E. of regression	0.021650	Akaike info criterion	-4.704075
Sum squared resid	0.012187	Schwarz criterion	-4.517248
Log likelihood	74.56112	Hannan-Quinn criter.	-4.644307
F-statistic	29.13470	Durbin-Watson stat	0.964776
Prob(F-statistic)	0.000000		

Perú

P&W

Test Equation:
Dependent Variable: D(LGP_PERU)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:30
Sample: 1988 2015
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGP_PERU(-1))	0.471813	0.107834	4.375367	0.0002
D(LGP_PERU(-2))	-0.174423	0.106830	-1.632709	0.1168
C	1.320583	1.941962	0.680025	0.5036
@TREND	0.007649	0.003126	2.446609	0.0229
LPIB_PERU(-1)	0.497403	0.194169	2.561707	0.0178
LGP_PERU(-1)	-0.607598	0.142805	-4.254730	0.0003

R-squared	0.889726	Mean dependent var	0.029847
Adjusted R-squared	0.864664	S.D. dependent var	0.075708
S.E. of regression	0.027852	Akaike info criterion	-4.136448
Sum squared resid	0.017066	Schwarz criterion	-3.850975
Log likelihood	63.91027	Hannan-Quinn criter.	-4.049176
F-statistic	35.50079	Durbin-Watson stat	1.599769
Prob(F-statistic)	0.000000		

Goffman

Test Equation:

Dependent Variable: D(LGP_PERU)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:21
Sample: 1988 2015
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGP_PERU(-1))	0.479809	0.108197	4.434575	0.0002
D(LGP_PERU(-2))	-0.140325	0.108708	-1.290845	0.2102
C	10.08911	1.965146	5.134023	0.0000
@TREND	0.016097	0.001926	8.357825	0.0000
LPIB_PERC_PERU(-1)	0.449454	0.178300	2.520772	0.0195
LGP_PERU(-1)	-0.608801	0.145436	-4.186037	0.0004

R-squared	0.888917	Mean dependent var	0.029847
Adjusted R-squared	0.863671	S.D. dependent var	0.075708
S.E. of regression	0.027954	Akaike info criterion	-4.129137
Sum squared resid	0.017191	Schwarz criterion	-3.843665
Log likelihood	63.80792	Hannan-Quinn criter.	-4.041865
F-statistic	35.21015	Durbin-Watson stat	1.566619
Prob(F-statistic)	0.000000		

Mann

Test Equation:
Dependent Variable: D(L_G_Y_PERU)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:37
Sample: 1988 2015
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_G_Y_PERU(-1))	0.627573	0.167858	3.738716	0.0013
D(LPIB_PERU)	-0.730191	0.190485	-3.833333	0.0010
D(LPIB_PERU(-1))	0.304076	0.130435	2.331251	0.0303
D(LPIB_PERU(-2))	-0.274509	0.124447	-2.205837	0.0393
C	-3.054427	2.434434	-1.254677	0.2241
@TREND	-0.000157	0.004168	-0.037774	0.9702
LPIB_PERU(-1)	0.055628	0.091078	0.610776	0.5482
L_G_Y_PERU(-1)	-0.748193	0.155894	-4.799353	0.0001

R-squared	0.733084	Mean dependent var	-0.001476
Adjusted R-squared	0.639663	S.D. dependent var	0.042269
S.E. of regression	0.025373	Akaike info criterion	-4.275296
Sum squared resid	0.012876	Schwarz criterion	-3.894666
Log likelihood	67.85415	Hannan-Quinn criter.	-4.158934
F-statistic	7.847136	Durbin-Watson stat	1.854556
Prob(F-statistic)	0.000130		

Musgrave

Test Equation:
Dependent Variable: D(L_G_Y_PERU)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:34
Sample: 1988 2015
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(L_G_Y_PERU(-1))	0.621255	0.166416	3.733137	0.0013
D(LPIB_PERC_PERU)	-0.755963	0.188670	-4.006791	0.0007
D(LPIB_PERC_PERU(-1))	0.315040	0.128315	2.455201	0.0234
D(LPIB_PERC_PERU(-2))	-0.264131	0.121033	-2.182311	0.0412
C	-1.912104	0.846342	-2.259257	0.0352
@TREND	0.001653	0.002636	0.626881	0.5378
LPIB_PERC_PERU(-1)	0.029982	0.080435	0.372751	0.7133
L_G_Y_PERU(-1)	-0.737886	0.154041	-4.790190	0.0001

R-squared	0.736374	Mean dependent var	-0.001476
Adjusted R-squared	0.644105	S.D. dependent var	0.042269
S.E. of regression	0.025216	Akaike info criterion	-4.287698
Sum squared resid	0.012717	Schwarz criterion	-3.907069
Log likelihood	68.02778	Hannan-Quinn criter.	-4.171336
F-statistic	7.980718	Durbin-Watson stat	1.875277
Prob(F-statistic)	0.000116		

Gupta

Test Equation:
Dependent Variable: D(LGP_PERC_PERU)
Method: Least Squares
Date: 09/30/16 Time: 10:40
Sample: 1988 2015
Included observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGP_PERC_PERU(-1))	0.466492	0.106722	4.371081	0.0002
D(LGP_PERC_PERU(-2))	-0.177431	0.104173	-1.703236	0.1026
C	-0.553396	0.728405	-0.759736	0.4555
@TREND	0.006273	0.002005	3.128972	0.0049
LPIB_PERC_PERU(-1)	0.494882	0.187684	2.636778	0.0151
LGP_PERC_PERU(-1)	-0.603165	0.141859	-4.251852	0.0003

R-squared	0.898792	Mean dependent var	0.014562
Adjusted R-squared	0.875790	S.D. dependent var	0.077999
S.E. of regression	0.027490	Akaike info criterion	-4.162614
Sum squared resid	0.016625	Schwarz criterion	-3.877141
Log likelihood	64.27659	Hannan-Quinn criter.	-4.075342
F-statistic	39.07471	Durbin-Watson stat	1.632674
Prob(F-statistic)	0.000000		

Anexo 2.7 Raíces Características de los países de la CAN para cada modelo especificado.

Bolivia

P&W

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_BOLIVIA LPIB_BOLIVIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 22:16

Root	Modulus
0.781452	0.781452
0.693343	0.693343

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Goffman

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_BOLIVIA LPIB_PER_BOLIVIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:14

Root	Modulus
0.879659	0.879659
0.599812	0.599812

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Mann

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_BOLIVIA LPIB_BOLIVIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:22

Root	Modulus
0.781452	0.781452
0.693343	0.693343

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Musgrave

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_BOLIVIA LPIB_PER_BOLIVIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:26

Root	Modulus
0.868393	0.868393
0.645789	0.645789

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Colombia

P&W

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_COLOMBIA LPIB_COLOMBIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 5
Date: 09/30/16 Time: 20:32

Root	Modulus
0.899543 – 0.270536i	0.939344
0.899543 + 0.270536i	0.939344
-0.858426	0.858426

Goffman

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_COLOMBIA LPIB_PER_COLOMBIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 5
Date: 09/30/16 Time: 20:16

Root	Modulus
0.862916 – 0.214596i	0.889200
0.862916 + 0.214596i	0.889200
0.626228 – 0.540079i	0.826951

-0.566405 – 0.616469i	0.837167	0.626228 + 0.540079i	0.826951
-0.566405 + 0.616469i	0.837167	-0.795545	0.795545
0.565480 – 0.612587i	0.833685	-0.515539 – 0.593464i	0.786117
0.565480 + 0.612587i	0.833685	-0.515539 + 0.593464i	0.786117
-0.050988 – 0.752326i	0.754052	-0.116571 – 0.673931i	0.683938
-0.050988 + 0.752326i	0.754052	-0.116571 + 0.673931i	0.683938
-0.186151	0.186151	-0.082661	0.082661
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.		No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

Mann

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_BOLIVIA LPIB_COLOMBIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 2
Date: 09/30/16 Time: 20:23

Root	Modulus
0.978311	0.978311
0.604979	0.604979
0.350275	0.350275
0.026878	0.026878

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Musgrave

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_COLOMBIA LPIB_PER_COLOMBIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 2
Date: 09/30/16 Time: 20:27

Root	Modulus
0.878115 – 0.242147i	0.910890
0.878115 + 0.242147i	0.910890
-0.185711 – 0.361634i	0.406531
-0.185711 + 0.361634i	0.406531

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Gupta

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: LGP_PERC_COLOMBIA LPIB_PER_COLOMBIA
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 5
Date: 09/30/16 Time: 20:17

Root	Modulus
0.849591 – 0.217504i	0.876991
0.849591 + 0.217504i	0.876991
0.655585 – 0.511475i	0.831503
0.655585 + 0.511475i	0.831503
-0.478842 – 0.568081i	0.742971
-0.478842 + 0.568081i	0.742971
-0.724933	0.724933
-0.141024 – 0.616410i	0.632336
-0.141024 + 0.616410i	0.632336
-0.124404	0.124404

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Ecuador

P&W

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_ECUADOR LPIB_ECUADOR
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:32

Root	Modulus
0.981845	0.981845
0.506084	0.506084

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Goffman

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_ECUADOR LPIB_PER_ECUADOR
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:17

Root	Modulus
0.968461	0.968461
0.573000	0.573000

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Mann

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_ECUADOR LPIB_ECUADOR
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:24

Root	Modulus
0.981845	0.981845
0.506084	0.506084

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Musgrave

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_ECUADOR LPIB_PER_ECUADOR
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 4
Date: 09/30/16 Time: 20:29

Root	Modulus
0.963582 – 0.235597i	0.991966
0.963582 + 0.235597i	0.991966
0.639023 – 0.586832i	0.867596
0.639023 + 0.586832i	0.867596
-0.321403 – 0.631088i	0.708218
-0.321403 + 0.631088i	0.708218
-0.476122 – 0.499950i	0.690393
-0.476122 + 0.499950i	0.690393

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Gupta

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_PERC_ECUADOR LPIB_PER_ECUADOR
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:21

Root	Modulus
0.977764	0.977764
0.539956	0.539956

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Perú

P&W

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_PERC_PERU LPIB_PERC_PERU
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 2
Date: 09/30/16 Time: 22:06

Root	Modulus
0.685762 – 0.270895i	0.737329
0.685762 + 0.270895i	0.737329
0.350988 – 0.406984i	0.537428
0.350988 + 0.406984i	0.537428

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Goffman

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: LGP_PERU LPIB_PERC_PERU
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 2
Date: 09/30/16 Time: 20:02

Root	Modulus
0.671649 – 0.289492i	0.731381
0.671649 + 0.289492i	0.731381
0.389284 – 0.352416i	0.525108
0.389284 + 0.352416i	0.525108

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Mann

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_PERU LPIB_PERU
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:25

Root	Modulus
0.904532	0.904532
0.557310	0.557310

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Musgrave

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: L_G_Y_PERU LPIB_PERC_PERU
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:28

Root	Modulus
0.907405	0.907405
0.577979	0.577979

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Gupta

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: RESID05 LGP_PERC_PERU LPIB_PERC_PERU
Exogenous variables: C @TREND
Lag specification: 1 1
Date: 09/30/16 Time: 20:21

Root	Modulus
0.946740	0.946740
0.711914 – 0.155315i	0.728660
0.711914 + 0.155315i	0.728660

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Anexo 2.8 Test de Normalidad para los países de la CAN para cada modelo especificado

Bolivia

P&W

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:05
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.484154	1.172024	1	0.2790
2	-0.473008	1.118681	1	0.2902
Joint		2.290705	2	0.3181

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.307615	0.118284	1	0.7309
2	2.174724	0.851350	1	0.3562
Joint		0.969634	2	0.6158

Goffman

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:06
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.430525	0.926760	1	0.3357
2	-0.606796	1.841010	1	0.1748
Joint		2.767770	2	0.2506

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.186561	0.043506	1	0.8348
2	2.454339	0.372183	1	0.5418
Joint		0.415689	2	0.8123

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.290309	2	0.5246
2	1.970031	2	0.3734
Joint	3.260340	4	0.5152

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.970266	2	0.6156
2	2.213192	2	0.3307
Joint	3.183459	4	0.5276

Mann

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:08
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.725536	2.632015	1	0.1047
2	-0.625273	1.954832	1	0.1621
Joint		4.586847	2	0.1009

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.194841	0.047454	1	0.8276
2	2.502617	0.309237	1	0.5781
Joint		0.356691	2	0.8367

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.679469	2	0.2619
2	2.264069	2	0.3224
Joint	4.943538	4	0.2931

Musgrave

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:09
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.680454	2.315092	1	0.1281
2	-0.758426	2.876054	1	0.0899
Joint		5.191145	2	0.0746

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.034073	0.001451	1	0.9696
2	2.833328	0.034724	1	0.8522
Joint		0.036176	2	0.9821

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.316543	2	0.3140
2	2.910778	2	0.2333
Joint	5.227321	4	0.2648

Gupta

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:11
Sample: 1985 2015

Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.336365	0.565706	1	0.4520
2	-0.523909	1.372402	1	0.2414
Joint		1.938108	2	0.3794

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.256561	0.082279	1	0.7742
2	2.255761	0.692365	1	0.4054
Joint		0.774645	2	0.6789

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	0.647986	2	0.7233
2	2.064767	2	0.3562
Joint	2.712753	4	0.6070

Colombia

P&W

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:05
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.330161	0.472360	1	0.4919
2	0.150073	0.097595	1	0.7547
Joint		0.569955	2	0.7520

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.488470	0.258486	1	0.6112
2	2.152179	0.778700	1	0.3775
Joint		1.037186	2	0.5954

Goffman

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:07
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.571641	1.416019	1	0.2341
2	0.156318	0.105886	1	0.7449
Joint		1.521905	2	0.4672

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.783091	0.664333	1	0.4150
2	3.154566	0.025882	1	0.8722
Joint		0.690215	2	0.7081

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.730847	2	0.6939
2	0.876295	2	0.6452
Joint	1.607141	4	0.8075

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.080352	2	0.3534
2	0.131768	2	0.9362
Joint	2.212120	4	0.6968

Mann

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:08
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.494467	1.059489	1	0.3033
2	-0.617856	1.654232	1	0.1984
Joint		2.713721	2	0.2575

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.042499	1.177371	1	0.2779
2	3.214382	0.049790	1	0.8234
Joint		1.227161	2	0.5414

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.236861	2	0.3268
2	1.704021	2	0.4266
Joint	3.940882	4	0.4141

Musgrave

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:10
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.260650	0.328370	1	0.5666
2	-0.424607	0.871406	1	0.3506
Joint		1.199776	2	0.5489

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.104021	5.349177	1	0.0207
2	2.939980	0.004353	1	0.9474
Joint		5.353530	2	0.0688

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.677547	2	0.0585
2	0.875759	2	0.6454
Joint	6.553305	4	0.1615

Gupta

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:12
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.973237	4.104491	1	0.0428
2	-0.089613	0.034799	1	0.8520
Joint		4.139290	2	0.1262

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.752072	3.325569	1	0.0682
2	3.321463	0.111950	1	0.7379
Joint		3.437519	2	0.1793

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.430060	2	0.0244
2	0.146749	2	0.9293
Joint	7.576809	4	0.1084

Ecuador

P&W

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:05
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.086066	0.037037	1	0.8474
2	-0.783735	3.071200	1	0.0797
Joint		3.108237	2	0.2114

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.549938	0.253195	1	0.6148
2	2.998855	1.64E-06	1	0.9990
Joint		0.253197	2	0.8811

Goffman

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:07
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.102499	0.052531	1	0.8187
2	-0.763073	2.911399	1	0.0880
Joint		2.963930	2	0.2272

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.362453	0.508082	1	0.4760
2	3.437242	0.238975	1	0.6249
Joint		0.747057	2	0.6883

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.290232	2	0.8649
2	3.071202	2	0.2153
Joint	3.361433	4	0.4993

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.560613	2	0.7556
2	3.150375	2	0.2070
Joint	3.710988	4	0.4465

Mann

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:08
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.549786	1.511321	1	0.2189
2	-0.883534	3.903163	1	0.0482
Joint		5.414483	2	0.0667

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.446327	0.249010	1	0.6178
2	4.380692	2.382889	1	0.1227
Joint		2.631899	2	0.2682

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.760331	2	0.4147
2	6.286052	2	0.0432
Joint	8.046383	4	0.0899

Musgrave

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:10
Sample: 1985 2015
Included observations: 27

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.222051	0.221879	1	0.6376
2	-0.219139	0.216098	1	0.6420
Joint		0.437977	2	0.8033

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.553934	0.223847	1	0.6361
2	3.781287	0.686711	1	0.4073
Joint		0.910558	2	0.6343

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.445726	2	0.8002
2	0.902809	2	0.6367
Joint	1.348535	4	0.8531

Gupta

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:12
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.120998	0.073203	1	0.7867
2	-0.748790	2.803435	1	0.0941
Joint		2.876638	2	0.2373

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.444034	0.386373	1	0.5342
2	3.272346	0.092715	1	0.7608
Joint		0.479088	2	0.7870

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.459576	2	0.7947
2	2.896151	2	0.2350
Joint	3.355726	4	0.5002

Perú

P&W

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:06
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.449457	1.010057	1	0.3149
2	-0.001240	7.69E-06	1	0.9978
Joint		1.010065	2	0.6035

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.305854	2.131569	1	0.1443
2	2.472749	0.347492	1	0.5555
Joint		2.479061	2	0.2895

Goffman

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:07
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.464313	1.042001	1	0.3074
2	0.027215	0.003580	1	0.9523
Joint		1.045581	2	0.5929

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.165492	5.666304	1	0.0173
2	2.240868	0.696339	1	0.4040
Joint		6.362643	2	0.0415

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.141626	2	0.2079
2	0.347500	2	0.8405
Joint	3.489126	4	0.4795

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.708305	2	0.0349
2	0.699919	2	0.7047
Joint	7.408224	4	0.1158

Mann

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:09
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.078518	0.030825	1	0.8606
2	0.019093	0.001823	1	0.9659
Joint		0.032648	2	0.9838

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.227455	0.746032	1	0.3877
2	2.867093	0.022080	1	0.8819
Joint		0.768112	2	0.6811

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.776857	2	0.6781
2	0.023903	2	0.9881
Joint	0.800760	4	0.9383

Musgrave

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:10
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.068159	0.023228	1	0.8789
2	-0.008825	0.000389	1	0.9843
Joint		0.023617	2	0.9883

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.206376	0.787299	1	0.3749
2	2.938434	0.004738	1	0.9451
Joint		0.792037	2	0.6730

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.810527	2	0.6668
2	0.005127	2	0.9974
Joint	0.815655	4	0.9363

Gupta

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/13/16 Time: 21:12
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.

1	0.398347	0.766955	1	0.3812
2	0.043526	0.009157	1	0.9238
Joint		0.776112	2	0.6784

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.963808	4.659989	1	0.0309
2	2.248232	0.682896	1	0.4086
Joint		5.342884	2	0.0692

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.426944	2	0.0663
2	0.692053	2	0.7075
Joint	6.118996	4	0.1904

Anexo 2.9 Test de Autocorrelación para los países dela CAN para cada modelo especificado

Bolivia

P&W

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 09/30/16 Time: 22:17
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.800581	0.1468
2	5.647612	0.2271
3	3.882460	0.4221
4	3.090253	0.5428
5	7.332601	0.1193
6	3.417720	0.4905
7	2.439328	0.6555
8	1.665855	0.7969
9	3.322346	0.5054
10	0.787023	0.9402
11	5.704600	0.2223
12	13.08741	0.0109

Probs from chi-square with 4 df.

Goffman

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:14
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.229532	0.1826
2	5.189936	0.2684
3	5.254366	0.2622
4	4.712877	0.3180
5	8.641668	0.0707
6	3.774920	0.4373
7	2.930450	0.5695
8	2.360508	0.6698
9	4.423812	0.3517
10	1.034211	0.9046
11	4.881298	0.2997
12	10.99407	0.0266

Probs from chi-square with 4 df.

Mann

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:15
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.800581	0.1468
2	5.647612	0.2271
3	3.882460	0.4221
4	3.090253	0.5428
5	7.332601	0.1193
6	3.417720	0.4905
7	2.439328	0.6555
8	1.665855	0.7969
9	3.322346	0.5054
10	0.787023	0.9402
11	5.704600	0.2223
12	13.08741	0.0109

Probs from chi-square with 4 df.

Musgrave

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:17
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.223682	0.1831
2	5.965666	0.2017
3	4.803964	0.3080
4	2.933529	0.5690
5	7.417263	0.1154
6	3.660164	0.4539
7	2.198390	0.6993
8	1.826675	0.7676
9	3.639638	0.4570

Gupta

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 09/30/16 Time: 21:01
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.223682	0.1831
2	5.965666	0.2017
3	4.803964	0.3080
4	2.933529	0.5690
5	7.417263	0.1154
6	3.660164	0.4539
7	2.198390	0.6993
8	1.826675	0.7676
9	3.639638	0.4570

10	0.950273	0.9172	10	0.950273	0.9172
11	5.704643	0.2223	11	5.704643	0.2223
12	11.66125	0.0201	12	11.66125	0.0201
Probs from chi-square with 4 df.			Probs from chi-square with 4 df.		

Colombia

P&W
VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:21
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.157145	0.7069
2	2.532514	0.6388
3	13.51504	0.0090
4	4.389858	0.3558
5	0.076469	0.9993
6	9.432745	0.0511
7	5.702642	0.2225
8	1.470722	0.8318
9	12.92287	0.0117
10	2.322164	0.6767
11	1.234003	0.8725
12	1.146014	0.8869

Probs from chi-square with 4 df.

Goffman
VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:22
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.058919	0.2813
2	2.375280	0.6671
3	17.25917	0.0017
4	4.517033	0.3405
5	1.351192	0.8526
6	7.480469	0.1126
7	2.219428	0.6955
8	1.781135	0.7759
9	8.375558	0.0788
10	3.678400	0.4513
11	1.677894	0.7947
12	0.875987	0.9280

Probs from chi-square with 4 df.

Mann
VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:23
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Lags	LM-Stat	Prob
1	7.332844	0.1193
2	6.286217	0.1788
3	7.842328	0.0975
4	6.776852	0.1482
5	7.470888	0.1130
6	8.320437	0.0805
7	1.121160	0.8909
8	2.709065	0.6076
9	3.849421	0.4268
10	1.791862	0.7740
11	0.484024	0.9750
12	2.498643	0.6449

Probs from chi-square with 4 df.

Musgrave
VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:26
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.694142	0.3201
2	4.701674	0.3193
3	5.959063	0.2022
4	2.048811	0.7268
5	4.992560	0.2881
6	7.554734	0.1093
7	4.671580	0.3227

Gupta
VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:27
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.468735	0.6502
2	3.317480	0.5062
3	15.29105	0.0041
4	3.702109	0.4478
5	2.457512	0.6523
6	6.901920	0.1412
7	1.600789	0.8087

8	0.084339	0.9991	8	2.034201	0.7295
9	2.638594	0.6200	9	7.332501	0.1193
10	4.756484	0.3132	10	3.712021	0.4464
11	0.088317	0.9991	11	1.344305	0.8538
12	6.694827	0.1529	12	1.117016	0.8916

Probs from chi-square with 4 df.

Probs from chi-square with 4 df.

Ecuador

P&W

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:28
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.785495	0.7751
2	0.554644	0.9680
3	1.670236	0.7961
4	2.988720	0.5597
5	6.583307	0.1596
6	4.597583	0.3311
7	1.522990	0.8226
8	2.256955	0.6886
9	2.204309	0.6982
10	18.40746	0.0010
11	2.991599	0.5592
12	2.913298	0.5724

Probs from chi-square with 4 df.

Goffman

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:29
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.474525	0.8311
2	0.588022	0.9644
3	0.948160	0.9176
4	2.146468	0.7088
5	6.425105	0.1696
6	7.546239	0.1097
7	2.700724	0.6091
8	2.077324	0.7215
9	2.039240	0.7285
10	15.15991	0.0044
11	6.250832	0.1812
12	2.488260	0.6467

Probs from chi-square with 4 df.

Mann

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:30
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.785495	0.7751
2	0.554644	0.9680
3	1.670236	0.7961
4	2.988720	0.5597
5	6.583307	0.1596
6	4.597583	0.3311
7	1.522990	0.8226
8	2.256955	0.6886
9	2.204309	0.6982
10	18.40746	0.0010
11	2.991599	0.5592
12	2.913298	0.5724

Probs from chi-square with 4 df.

Musgrave

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:30
Sample: 1985 2015
Included observations: 27

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.162255	0.3845

Gupta

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:31
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.501730	0.8263

2	2.827776	0.5870	2	0.549361	0.9685
3	2.677312	0.6132	3	1.097730	0.8946
4	7.209002	0.1252	4	2.445447	0.6544
5	3.348966	0.5012	5	6.393760	0.1716
6	4.117168	0.3904	6	6.676919	0.1540
7	2.338397	0.6738	7	2.065561	0.7237
8	2.483480	0.6476	8	2.193946	0.7001
9	4.769809	0.3117	9	2.086660	0.7198
10	13.91790	0.0076	10	16.40032	0.0025
11	2.284340	0.6836	11	5.238185	0.2637
12	5.493798	0.2403	12	2.544189	0.6367
Probs from chi-square with 4 df.			Probs from chi-square with 4 df.		

Perú

P&W

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:33
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.83726	0.0285
2	2.310175	0.6789
3	2.806798	0.5907
4	1.861688	0.7612
5	5.826652	0.2125
6	10.39895	0.0342
7	5.138482	0.2734
8	1.630370	0.8033
9	0.340985	0.9870
10	1.875174	0.7587
11	2.850804	0.5831
12	3.124330	0.5372

Probs from chi-square with 4 df.

Goffman

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:34
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.899262	0.2978
2	2.645761	0.6187
3	1.277610	0.8652
4	1.358680	0.8513
5	1.483268	0.8296
6	1.651010	0.7996
7	7.348000	0.1186
8	1.584896	0.8115
9	1.267364	0.8669
10	1.943284	0.7462
11	1.326311	0.8569
12	3.271143	0.5135

Probs from chi-square with 4 df.

Mann

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:34
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.83726	0.0285
2	2.310175	0.6789
3	2.806798	0.5907
4	1.861688	0.7612
5	5.826652	0.2125
6	10.39895	0.0342
7	5.138482	0.2734
8	1.630370	0.8033
9	0.340985	0.9870
10	1.875174	0.7587
11	2.850804	0.5831
12	3.124330	0.5372

Probs from chi-square with 4 df.

Musgrave

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:35

Gupta

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 10/13/16 Time: 15:35

Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.733031	0.0452
2	2.260328	0.6880
3	2.856785	0.5821
4	1.782122	0.7758
5	5.512813	0.2386
6	9.219286	0.0558
7	5.196299	0.2677
8	1.867017	0.7602
9	0.456531	0.9776
10	2.035966	0.7291
11	2.938983	0.5681
12	3.335903	0.5033

Probs from chi-square with 4 df.

Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.073344	0.1937
2	2.352516	0.6712
3	1.361313	0.8509
4	1.397944	0.8446
5	1.533281	0.8207
6	2.138324	0.7103
7	7.082105	0.1316
8	1.068960	0.8992
9	1.346319	0.8535
10	1.378912	0.8479
11	1.170484	0.8829
12	2.389484	0.6645

Probs from chi-square with 4 df.

Anexo 2.10 Test de Causalidad en el sentido de Granger (VAR)

Bolivia

P&W
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:17
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_BOLIVIA	9.724072	1	0.0018
All	9.724072	1	0.0018

Dependent variable: LPIB_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_BOLIVIA	4.339186	1	0.0372
All	4.339186	1	0.0372

Goffman
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:18
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA	16.21945	1	0.0001
All	16.21945	1	0.0001

Dependent variable: LPIB_PER_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_BOLIVIA	5.520290	1	0.0188
All	5.520290	1	0.0188

Mann

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:19
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: L_G_Y_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_BOLIVIA	1.772251	1	0.1831
All	1.772251	1	0.1831

Dependent variable: LPIB_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_BOLIVIA	4.339186	1	0.0372
All	4.339186	1	0.0372

Musgrave

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:19
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: L_G_Y_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA	2.261717	1	0.1326
All	2.261717	1	0.1326

Dependent variable: LPIB_PER_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_BOLIVIA	3.895314	1	0.0484
All	3.895314	1	0.0484

Gupta

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:20
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_PERC_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA	13.05181	1	0.0003
All	13.05181	1	0.0003

Dependent variable: LPIB_PER_BOLIVIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERC_BOLIVIA	3.895314	1	0.0484
All	3.895314	1	0.0484

Colombia

P&W

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:24
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Dependent variable: LGP_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_COLOMBIA	4.782192	5	0.4430
All	4.782192	5	0.4430

Dependent variable: LPIB_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_COLOMBIA	57.40294	5	0.0000
All	57.40294	5	0.0000

Goffman

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:24
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Dependent variable: LGP_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA	9.118316	5	0.1044
All	9.118316	5	0.1044

Dependent variable: LPIB_PER_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_COLOMBIA	30.01650	5	0.0000
All	30.01650	5	0.0000

Mann

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:27
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Dependent variable: L_G_Y_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_COLOMBIA	3.919289	5	0.5611
All	3.919289	5	0.5611

Dependent variable: LPIB_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_COLOMBIA	11.34295	5	0.0450
All	11.34295	5	0.0450

Musgrave

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:30
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Dependent variable: L_G_Y_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA	3.498717	2	0.1739
All	3.498717	2	0.1739

Dependent variable: LPIB_PER_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_COLOMBIA	24.86343	2	0.0000
All	24.86343	2	0.0000

Gupta
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:31
Sample: 1985 2015
Included observations: 26

Dependent variable: LGP_PERC_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA	10.94220	5	0.0525
All	10.94220	5	0.0525

Dependent variable: LPIB_PER_COLOMBIA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERC_COLOMBIA	20.90357	5	0.0008
All	20.90357	5	0.0008

Ecuador

P&W
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:35
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_ECUADOR	1.850886	1	0.1737
All	1.850886	1	0.1737

Dependent variable: LPIB_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_ECUADOR	2.178578	1	0.1399
All	2.178578	1	0.1399

Goffman
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:37
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR	4.477170	1	0.0344
All	4.477170	1	0.0344

Dependent variable: LPIB_PER_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_ECUADOR	0.867930	1	0.3515

All	0.867930	1	0.3515

Mann

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:38
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: L_G_Y_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_ECUADOR	8.165767	1	0.0043
All	8.165767	1	0.0043

Dependent variable: LPIB_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_ECUADOR	2.178578	1	0.1399
All	2.178578	1	0.1399

Musgrave

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:38
Sample: 1985 2015
Included observations: 27

Dependent variable: L_G_Y_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR	12.90865	4	0.0117
All	12.90865	4	0.0117

Dependent variable: LPIB_PER_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_ECUADOR	6.258284	4	0.1807
All	6.258284	4	0.1807

Gupta

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:39
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_PERC_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR	3.420416	1	0.0644
All	3.420416	1	0.0644

Dependent variable: LPIB_PER_ECUADOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERC_ECUADOR	1.436069	1	0.2308
All	1.436069	1	0.2308

Perú

P&W

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:46
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: LGP_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PERU	0.194312	1	0.6594
All	0.194312	1	0.6594

Dependent variable: LPIB_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERU	1.966287	1	0.1608

Goffman

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:48
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Dependent variable: LGP_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PERC_PERU	1.502619	2	0.4717
All	1.502619	2	0.4717

Dependent variable: LPIB_PERC_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERU	1.488722	2	0.4750

All	1.966287	1	0.1608

Mann
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:48
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: L_G_Y_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PERU	1.251134	1	0.2633
All	1.251134	1	0.2633

Dependent variable: LPIB_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_PERU	1.966287	1	0.1608
All	1.966287	1	0.1608

All	1.488722	2	0.4750

Musgrave
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:48
Sample: 1985 2015
Included observations: 30

Dependent variable: L_G_Y_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PERC_PERU	1.212077	1	0.2709
All	1.212077	1	0.2709

Dependent variable: LPIB_PERC_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
L_G_Y_PERU	1.798032	1	0.1800
All	1.798032	1	0.1800

Gupta
VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 10/16/16 Time: 19:49
Sample: 1985 2015
Included observations: 29

Dependent variable: LGP_PERC_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LPIB_PERC_PERU	0.879635	2	0.6442
All	0.879635	2	0.6442

Dependent variable: LPIB_PERC_PERU

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LGP_PERC_PERU	1.875868	2	0.3914
All	1.875868	2	0.3914

Anexo 2.11 Test de Causalidad en el sentido de Granger Uniecuacional

Bolivia

P&W

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 20:53

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_BOLIVIA does not Granger Cause LGP_BOLIVIA	30	57.9810	3.E-08
LGP_BOLIVIA does not Granger Cause LPIB_BOLIVIA		7.80028	0.0095

Goffman

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 20:54

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA does not Granger Cause LGP_BOLIVIA	30	25.8977	2.E-05
LGP_BOLIVIA does not Granger Cause LPIB_PER_BOLIVIA		2.31939	0.1394

Mann

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 20:56

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

LPIB_BOLIVIA does not Granger Cause L_G_Y_BOLIVIA	30	0.07577	0.7852
L_G_Y_BOLIVIA does not Granger Cause LPIB_BOLIVIA		7.80028	0.0095

Musgrave

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 20:57

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA does not Granger Cause L_G_Y_BOLIVIA	30	0.22813	0.6368
L_G_Y_BOLIVIA does not Granger Cause LPIB_PER_BOLIVIA		8.37889	0.0074

Gupta

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 19:59

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_BOLIVIA does not Granger Cause LGP_PERC_BOLIVIA	30	77.4474	2.E-09
LGP_PERC_BOLIVIA does not Granger Cause LPIB_PER_BOLIVIA		8.37889	0.0074

Colombia

P&W

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:00

Sample: 1985 2015

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_BOLIVIA does not Granger Cause LGP_COLOMBIA	25	0.86854	0.5447
LGP_COLOMBIA does not Granger Cause LPIB_BOLIVIA		4.16174	0.0171

Goffman

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:02

Sample: 1985 2015

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA does not Granger Cause LGP_COLOMBIA	25	0.53372	0.7730
LGP_COLOMBIA does not Granger Cause LPIB_PER_COLOMBIA		6.59718	0.0028

Mann

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:03

Sample: 1985 2015

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

LPIB_COLOMBIA does not Granger Cause L_G_Y_COLOMBIA	25	0.59174	0.7316
L_G_Y_COLOMBIA does not Granger Cause LPIB_COLOMBIA		6.65134	0.0028

Musgrave

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:03

Sample: 1985 2015

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA does not Granger Cause L_G_Y_COLOMBIA	25	0.52899	0.7764
L_G_Y_COLOMBIA does not Granger Cause LPIB_PER_COLOMBIA		6.54336	0.0029

Gupta

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:04

Sample: 1985 2015

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_COLOMBIA does not Granger Cause LGP_PERC_COLOMBIA	25	0.57206	0.7457
LGP_PERC_COLOMBIA does not Granger Cause LPIB_PER_COLOMBIA		6.54336	0.0029

Ecuador

P&W

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:08

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_ECUADOR does not Granger Cause LGP_ECUADOR	30	4.33648	0.0469
LGP_ECUADOR does not Granger Cause LPIB_ECUADOR		0.06650	0.7985

Goffman

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:09

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR does not Granger Cause LGP_ECUADOR	30	7.84103	0.0093
LGP_ECUADOR does not Granger Cause LPIB_PER_ECUADOR		0.53240	0.4719

Mann

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:10

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

LPIB_ECUADOR does not Granger Cause L_G_Y_ECUADOR	30	4.62990	0.0405
L_G_Y_ECUADOR does not Granger Cause LPIB_ECUADOR		0.06650	0.7985

Musgrave

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:11

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR does not Granger Cause L_G_Y_ECUADOR	30	7.40658	0.0112
L_G_Y_ECUADOR does not Granger Cause LPIB_PER_ECUADOR		0.84514	0.3661

Gupta

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/16/16 Time: 20:08

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PER_ECUADOR does not Granger Cause LGP_PERC_ECUADOR	30	17.2231	0.0003
LGP_PERC_ECUADOR does not Granger Cause LPIB_PER_ECUADOR		0.84514	0.3661

Perú

P&W

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:15

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PERU does not Granger Cause LGP_PERU	30	6.04111	0.0207
LGP_PERU does not Granger Cause LPIB_PERU		0.84318	0.3666

Goffman

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:16

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PERC_PERU does not Granger Cause LGP_PERU	30	0.95629	0.3368
LGP_PERU does not Granger Cause LPIB_PERC_PERU		4.52571	0.0427

Mann

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:17

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.

LPIB_PERU does not Granger Cause L_G_Y_PERU	30	4.72798	0.0386
L_G_Y_PERU does not Granger Cause LPIB_PERU		0.84318	0.3666

Musgrave

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:18

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PERC_PERU does not Granger Cause L_G_Y_PERU	30	5.06375	0.0328
L_G_Y_PERU does not Granger Cause LPIB_PERC_PERU		1.79506	0.1915

Gupta

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/10/16 Time: 21:19

Sample: 1985 2015

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LPIB_PERC_PERU does not Granger Cause LGP_PERC_PERU	30	9.24221	0.0052
LGP_PERC_PERU does not Granger Cause LPIB_PERC_PERU		1.79506	0.1915

ANEXOS CAPITULO III

Anexo 3.1 Test Im, Pesaran y Shin

LGP

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for lgp
--------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     31

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar              2.3873        0.9915
--------------------------------------------------------------------------
```

ΔLGP

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for D.lgp
----------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     30

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar             -4.3793        0.0000
--------------------------------------------------------------------------
```

LPIB

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for lpib
---------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     31

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar              0.8274        0.7960
--------------------------------------------------------------------------
```

ΔLPIB

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for D.lpib
-----------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     30

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar             -3.2677        0.0005
--------------------------------------------------------------------------
```

LPIB_PERC

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for lpib_perc
--------------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     31

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar              1.4905        0.9320
--------------------------------------------------------------------------
```

ΔLPIB_PERC

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for D.lpib_perc
---------------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     30

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar             -3.1802        0.0007
--------------------------------------------------------------------------
```

LG_Y

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for lg_y
--------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     31

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar              2.1124        0.9827
--------------------------------------------------------------------------
```

ΔLG_Y

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for D.lg_y
----------------------------------------

Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     30

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------------
 W-t-bar             -4.0879        0.0000
--------------------------------------------------------------------------
```

LGP_PERC

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for lgp_perc
--------------------------------------------
Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     31

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------
 W-t-bar              2.5007        0.9938
--------------------------------------------------------------------
```

ΔLGP_PERC

```
Im-Pesaran-Shin unit-root test for D.lgp_perc
--------------------------------------------
Ho: All panels contain unit roots          Number of panels  =      4
Ha: Some panels are stationary             Number of periods =     30

AR parameter: Panel-specific               Asymptotics: T,N -> Infinity
Panel means:  Included                                  sequentially
Time trend:   Included

ADF regressions: 1 lag
--------------------------------------------------------------------
                    Statistic      p-value
--------------------------------------------------------------------
 W-t-bar             -4.3514        0.0000
--------------------------------------------------------------------
```

Anexo 3.2 Selección del número óptimo de rezagos

Modelo P&W

```
Selection order criteria
Sample:  1989 - 2014                          No. of obs      =       104
                                              No. of panels   =         4
                                              Ave. no. of T   =    26.000
```

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999576	17.93021	.1178261	-37.80248	-6.069791	-18.92564
2	.9999626	6.65436	.5743414	-30.50077	-9.34564	-17.9162

Modelo de Goffman

```
Selection order criteria
Sample:  1989 - 2014                          No. of obs      =       104
                                              No. of panels   =         4
                                              Ave. no. of T   =    26.000
```

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999428	14.54955	.2669989	-41.18314	-9.450453	-22.3063
2	.9999576	6.561246	.5846225	-30.59388	-9.438754	-18.00932

Modelo de Mann

```
Selection order criteria
Sample:  1989 - 2014                          No. of obs      =       104
                                              No. of panels   =         4
                                              Ave. no. of T   =    26.000
```

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9999573	18.09541	.1128242	-37.63728	-5.904592	-18.76044
2	.9999624	6.58115	.5824212	-30.57398	-9.41885	-17.98941

Modelo de Musgrave

```
Selection order criteria
Sample:  1989 - 2014                          No. of obs      =       104
                                              No. of panels   =         4
                                              Ave. no. of T   =    26.000
```

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.999793	16.77805	.1581389	-38.95464	-7.221952	-20.0778
2	.9998119	6.785895	.5598995	-30.36923	-9.214105	-17.78467

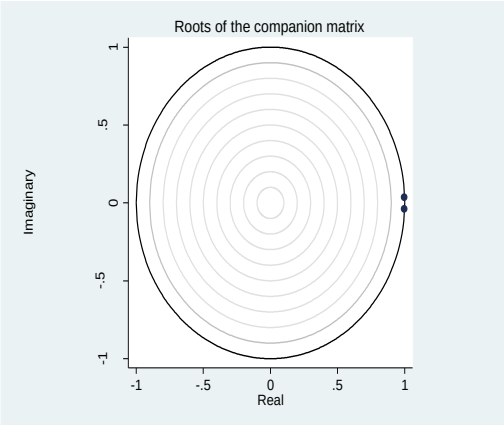
Modelo de Gupta

```
Selection order criteria
Sample:  1989 - 2014                          No. of obs      =       104
                                              No. of panels   =         4
                                              Ave. no. of T   =    26.000
```

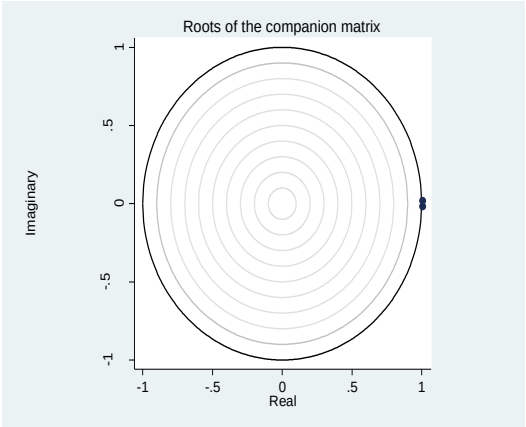
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9997929	16.45695	.1711915	-39.27574	-7.543048	-20.39889
2	.9998125	6.857456	.5520875	-30.29767	-9.142544	-17.71311

Anexo 3.3 Estabilidad de los modelos Mediante el Procedimiento de Helmert

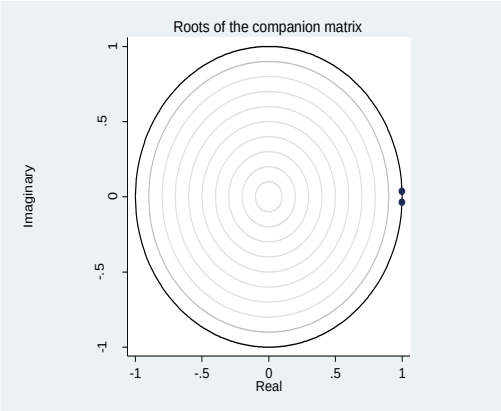
Modelo P&W



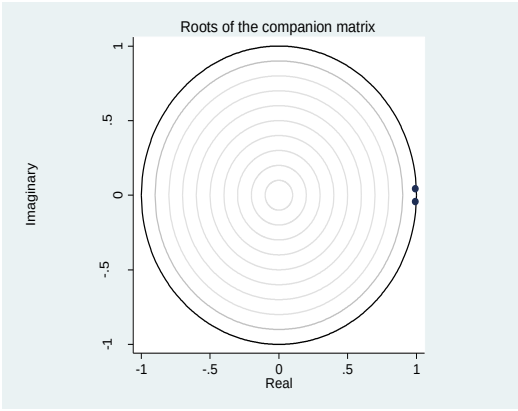
Modelo de Goffman



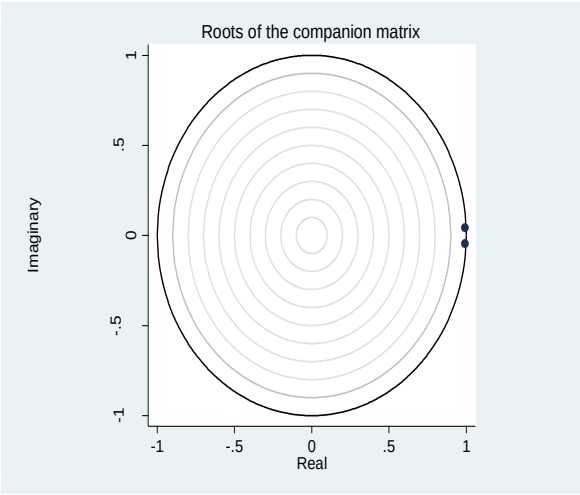
Modelo de Mann



Modelo de Musgrave

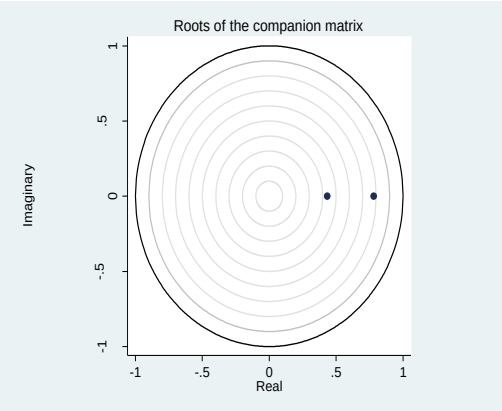


Modelo de Gupta

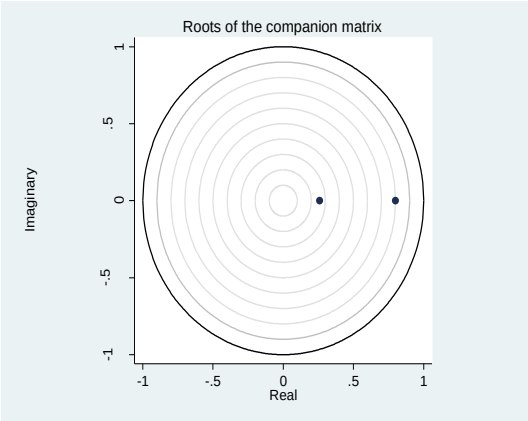


Anexo 3.4 Estabilidad de los modelos Pvar usando primeras diferencias

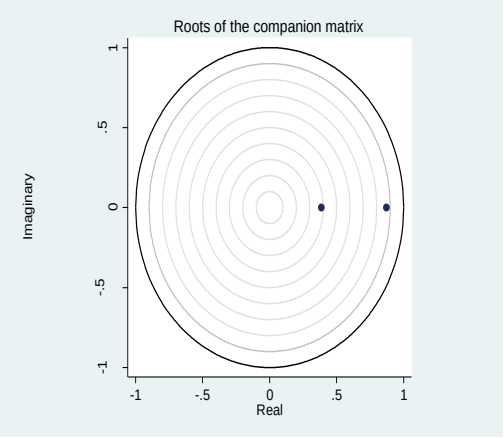
Modelo P&W



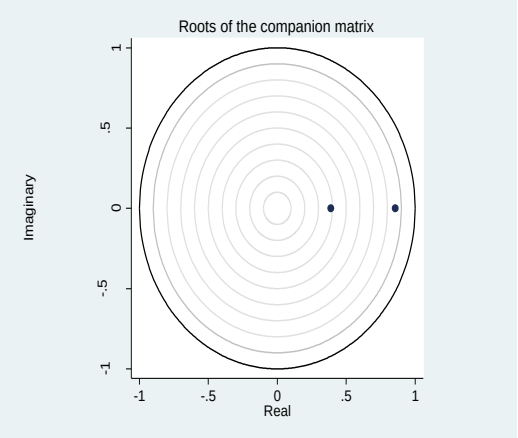
Modelo de Goffman



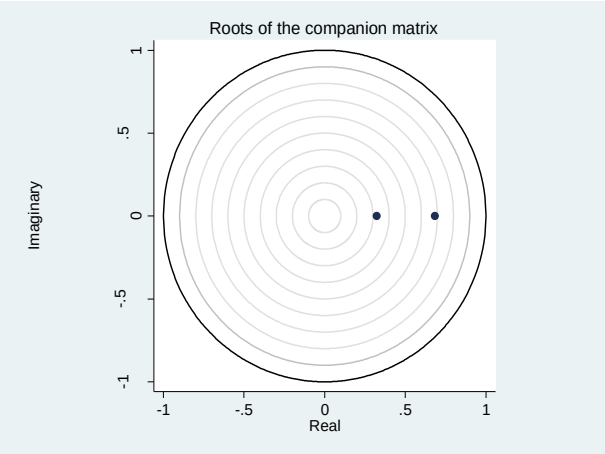
Modelo de Mann



Modelo de Musgrave



Modelo de Gupta



Anexo 3.5 Resultados modelo PVAR

Modelo P&W

$$LPIB_{it} = \sum_{j=1}^{k} B_j \, LPIB_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LGP_{it-j} + u_{1t}$$

$$LGP_{it} = \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j \, PIB_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, GP_{it-j} + u_{2t}$$

```
GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) =      .138
Initial weight matrix: Identity
GMM weight matrix:     Robust
                                                No. of obs      =       108
                                                No. of panels   =         4
                                                Ave. no. of T   =    27.000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lgp						
lgp						
L1.	.3378192	.1024219	3.30	0.001	.1370759	.5385624
lpib						
L1.	.6654742	.1187192	5.61	0.000	.4327888	.8981596
lpib						
lgp						
L1.	-.0631845	.0904326	-0.70	0.485	-.2404292	.1140602
lpib						
L1.	.8754852	.1256876	6.97	0.000	.6291421	1.121828

```
Instruments : l(1/4).(lgp lpib)
```

Modelo de Goffman

$$LPIB\_PERC_{it} = \sum_{j=1}^{k} B_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LGP_{it-j} + u_{1t}$$

$$LGP_{it} = \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LGP_{it-j} + u_{2t}$$

```
GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) =     .0681
Initial weight matrix: Identity
GMM weight matrix:     Robust
                                                 No. of obs      =       108
                                                 No. of panels   =         4
                                                 Ave. no. of T   =    27.000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lgp						
lgp						
L1.	.6222667	.1290838	4.82	0.000	.369267	.8752663
lpib_perc						
L1.	.4635462	.1601416	2.89	0.004	.1496745	.7774179
lpib_perc						
lgp						
L1.	.1187723	.0762113	1.56	0.119	-.0305991	.2681436
lpib_perc						
L1.	.6214764	.1646642	3.77	0.000	.2987405	.9442123

Instruments : l(1/4).(lgp lpib_perc)

Modelo de Mann

$$LPIB_{it} = \sum_{j=1}^{k} B_j \, LPIB_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LG\_Y_{it-j} + u_{1t}$$

$$LG\_Y_{it} = \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j \, LPIB_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LG\_Y_{it-j} + u_{2t}$$

```
GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) =      .137
Initial weight matrix: Identity
GMM weight matrix:     Robust
                                                No. of obs      =       108
                                                No. of panels   =         4
                                                Ave. no. of T   =    27.000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lg_y						
lg_y						
L1.	.4187531	.1191445	3.51	0.000	.1852342	.6522719
lpib						
L1.	.2020026	.0677421	2.98	0.003	.0692306	.3347746
lpib						
lg_y						
L1.	.0749748	.0541165	1.39	0.166	-.0310915	.1810411
lpib						
L1.	.8376952	.0583224	14.36	0.000	.7233854	.952005

```
Instruments : l(1/4).(lg_y lpib)
```

Modelo de Musgrave

$$LPIB\_PERC_{it} = \sum_{j=1}^{k} B_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LG\_Y_{it-j} + u_{1t}$$

$$LG\_Y_{it} = \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LG\_Y_{it-j} + u_{2t}$$

```
GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) =      .0889
Initial weight matrix: Identity
GMM weight matrix:     Robust
                                                No. of obs      =       108
                                                No. of panels   =         4
                                                Ave. no. of T   =    27.000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lg_y						
lg_y						
L1.	.3402832	.1155455	2.95	0.003	.1138182	.5667482
lpib_perc						
L1.	.3181377	.0713577	4.46	0.000	.1782791	.4579962
lpib_perc						
lg_y						
L1.	.1172157	.0582315	2.01	0.044	.003084	.2313475
lpib_perc						
L1.	.7183242	.0837547	8.58	0.000	.554168	.8824804

```
Instruments : l(1/4).(lg_y lpib_perc)
```

Modelo de Gupta

$$LPIB\_PERC_{it} = \sum_{j=1}^{k} B_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LGP\_PERC_{it-j} + u_{1t}$$

$$LGP\_PERC_{it} = \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j \, LPIB\_PERC_{it-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j \, LGP\_PERC_{it-j} + u_{2t}$$

```
GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) =      .089
Initial weight matrix: Identity
GMM weight matrix:     Robust
                                                 No. of obs      =       108
                                                 No. of panels   =         4
                                                 Ave. no. of T   =    27.000
```

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lgp_perc						
lgp_perc						
L1.	.3025903	.1137316	2.66	0.008	.0796805	.5255001
lpib_perc						
L1.	.679028	.1543279	4.40	0.000	.3765509	.9815051
lpib_perc						
lgp_perc						
L1.	-.0110385	.1031417	-0.11	0.915	-.2131927	.1911156
lpib_perc						
L1.	.7033322	.161043	4.37	0.000	.3876937	1.018971

```
Instruments : l(1/4).(lgp_perc lpib_perc)
```

Anexo 3.6 Resultado del Test de Causalidad de Granger

Modelo P&W

```
panel VAR-Granger causality Wald test
  Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
  Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable
```

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lgp			
lpib	31.421	1	0.000
ALL	31.421	1	0.000
lpib			
lgp	0.488	1	0.485
ALL	0.488	1	0.485

Modelo de Goffman

```
panel VAR-Granger causality Wald test
  Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
  Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable
```

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lgp			
lpib_perc	8.379	1	0.004
ALL	8.379	1	0.004
lpib_perc			
lgp	2.429	1	0.119
ALL	2.429	1	0.119

Modelo de Mann

```
panel VAR-Granger causality Wald test
  Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
  Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable
```

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lg_y			
lpib	8.892	1	0.003
ALL	8.892	1	0.003
lpib			
lg_y	1.919	1	0.166
ALL	1.919	1	0.166

Modelo de Musgrave

```
panel VAR-Granger causality Wald test
  Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
  Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable
```

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lg_y			
lpib_perc	19.877	1	0.000
ALL	19.877	1	0.000
lpib_perc			
lg_y	4.052	1	0.044
ALL	4.052	1	0.044

Modelo de Gupta

```
panel VAR-Granger causality Wald test
  Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
  Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable
```

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lgp_perc			
lpib_perc	19.359	1	0.000
ALL	19.359	1	0.000
lpib_perc			
lgp_perc	0.011	1	0.915
ALL	0.011	1	0.915

Anexo 3.7 Descomposición de Varianza

Modelo P&W

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable lgp	lpib
lgp		
0	0	0
1	1	0
2	.8769181	.1230818
3	.7619111	.2380889
4	.687971	.312029
5	.6438995	.3561006
6	.6178887	.3821113
7	.6024609	.397539
8	.593246	.406754
9	.5877091	.4122909
10	.5843675	.4156326
lpib		
0	0	0
1	.2612945	.7387055
2	.2320531	.7679468
3	.2162881	.7837119
4	.2074527	.7925473
5	.2023669	.7976331
6	.1993856	.8006144
7	.197616	.8023841
8	.1965565	.8034435
9	.1959185	.8040815
10	.1955328	.8044672

Modelo de Goffman

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable lgp	lpib_perc
lgp		
0	0	0
1	1	0
2	.9654011	.0345989
3	.9310709	.068929
4	.9062321	.0937679
5	.8894405	.1105595
6	.8781664	.1218336
7	.8705123	.1294877
8	.8652371	.1347629
9	.8615495	.1384505
10	.8589412	.1410588
lpib_perc		
0	0	0
1	.231481	.768519
2	.3124937	.6875063
3	.3659061	.6340939
4	.4002978	.5997022
5	.4227046	.5772954
6	.4376128	.5623872
7	.447743	.552257
8	.4547528	.5452472
9	.4596746	.5403254
10	.4631696	.5368304

Modelo de Mann

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable lg_y	lpib
lg_y		
0	0	0
1	1	0
2	.98588	.0141201
3	.9646238	.0353762
4	.9446012	.0553987
5	.928452	.071548
6	.9161056	.0838945
7	.906824	.093176
8	.8998722	.1001278
9	.8946615	.1053385
10	.890748	.109252
lpib		
0	0	0
1	.2916484	.7083515
2	.2561919	.7438082
3	.2353178	.7646822
4	.2224247	.7775753
5	.2141096	.7858904
6	.2085497	.7914503
7	.2047217	.7952783
8	.2020245	.7979755
9	.2000895	.7999105
10	.1986821	.8013179

Modelo de Musgrave

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable lg_y	lpib_perc
lg_y		
0	0	0
1	1	0
2	.9637753	.0362247
3	.9262351	.0737649
4	.9001262	.0998739
5	.8834782	.1165218
6	.8730181	.1269818
7	.8664353	.1335647
8	.8622749	.1377252
9	.8596357	.1403643
10	.8579571	.1420429
lpib_perc		
0	0	0
1	.255486	.744514
2	.2077314	.7922686
3	.1848577	.8151423
4	.1727466	.8272535
5	.1658755	.8341245
6	.1618032	.8381968
7	.1593221	.8406778
8	.1577838	.8422162
9	.1568194	.8431807
10	.1562104	.8437895

Modelo de Gupta

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable lgp_perc	lpib_perc
lgp_perc		
0	0	0
1	1	0
2	.8847355	.1152644
3	.8042102	.1957897
4	.76311	.2368899
5	.7434189	.2565811
6	.7341359	.2658641
7	.7297818	.2702183
8	.7277434	.2722566
9	.72679	.27321
10	.7263442	.2736558
lpib_perc		
0	0	0
1	.2373405	.7626595
2	.2318301	.7681699
3	.229281	.770719
4	.2280944	.7719055
5	.2275406	.7724593
6	.2272819	.7727181
7	.227161	.772839
8	.2271045	.7728955
9	.227078	.772922
10	.2270657	.7729343

BIBLIOGRAFÍA

Martin, S. (2010). Subjective mortality expectations and consumption and saving behaviors among the elderly. *Canadian Journal of Economics, 43(3)*, 1040-1057.

Abizadeh, & Yousefi . (1988). An empirical re-examination of Wagner´s law. *Economics Letters,26*, 169-173.

Abrigo, M. R., & Love, I. (2015). *Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs.*

Anderson, T. W., & Hsiao, ,. C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using. *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.

Ansari, M. I., Gordon, D. V., & Akuamoah, C. (1997). *Keynes versus Wagner: public expenditure and national income for three African countries.* Applied Economics Volume 29, Issue 4.

Arellano , M., & Bond, S. (1991). *Some test of Specification for Panle Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.* Oxford Journals .

Arestis, P. (2011). Fiscal Policy Is Still an Effective Instrument of Macroeconomic Policy. *Panoeconomicus, 58(2)*, 143-156.

Baltagi, B. H., & Kao, C. (2000). Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey. *Center for Policy Research. Paper 136*.

Banerjee, A. (1999). Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Boletin of Economics and Stadistics* .

Barro, R. (1989). *Economic growth in a cross section of countries.* The Quarterly Journal of Economics, Vol. 106, N°2.

Barro, R. J. (1991). *Economic Growth in a Cross Section of Countries.* The Quarterly Journal of Economics, Vol. 106, No. 2.

Baumol, W. J. (1967). *MACROECONOMICS OF UNBALANCED GROWTH:THE ANATOMY OF URBAN CRISIS.* American Economic Association.

Beggs, J. (1986). Time series analysis in pooled cross-sections. *Econometric Theory 2*, 331–49.

Belingher, D. (2015). A PVAR MODEL BUILT ON THE RICARDIAN APPROACH TO DEFICITS IN CENTRAL AND EASTERN EUROPE. *ECOFORUM Volume 4, Special Issue 1*, 3.

Bell, D. (1976). *The Coming of Post-Industrial Society: A Venture in Social Forecasting,*. New York, Basic books.

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

Blanchard, O., & Perez, D. (2012). *Teoría y Política Económica con Aplicaciones para América Latina 1era Edición.* Massachusetts: PEARSON Prentice Hall.

Buchanan , & Tullock. (1962). *The calculus concent: Logical fundation of constitutional democracy.* Michigan: University of Michigan.

Canova, F., & Ciccarelli, M. (2009). Estimating Multi-country VAR models. *International Economic Review, 50*, 929-961.

Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel Vector Autoregressive Models: A Survey☆☆ The views expressed in this article are those of the authors and do not necessarily reflect those of the ECB or the Eurosystem. *Emerald Group Publishing Limited*, 205-246.

Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA). (s.f.). *CESLA.com*. Obtenido de cesla@uam.es: http://www.cesla.com/equipo-centro-estudios-latinoamerica.php

Chang, T. (2002). *An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques.* Applied Economics Volume 34, Issue 9.

Charemza, W., , W., & Deadman, D, F. (1997). *New Directions in Econometric Practice.* Cheltenham: 2nd E, Edward Elgar.

Comin, F., Fuentes, D. D., & Revuelta, J. (2009). *La repacion entre el crecimiento económico y el gasto público de Argentina,Brasil,España y México durente el siglo XX.* XVI Encuentro de Economía Pública, Granada.

Courakis, A. S., Moura-Roque, F., & Tridimas, G. (1993). *Public expenditure growth in Greece and Portugal: Wagner's law and beyond.* Applied Economics, Volume 25, Issue 1.

DAVIDSON, R. , & MACKINNON, J.G. (1993). Estimation and inference in econometrics. Reino Unido: Oxford University Press.

Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M., & Smith, L. (2007). Exploring the International Linkages of the Euro area: A Global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics, 22,* 1-38.

Easterly, W. (1992). Endogenous Growth in Countries with Government-Induced Distortions . *in V. Corbo, S.Fisher and S.Webb, Polces to Restore Growh, World Bank* .

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). *Cointegration and error correction representation: estimation and testing.* Econometrica 55.

Ergene, S. (2015). Growth, inflation, interest rate and informality: Panel VAR evidence from OECD. *Economics Bulletin, Volume 35, Issue 1,* 750-763.

Folster, S., & Henrekson, M. (1999). *Growth and the public sector: a critique of the.* European Journal of Political Economy Vol. 15 337–358.

Gilchrist, S., & Himmelberg , C. (1998). Investment, Fundamentals and Finance. *NBER Working Paper No. 6652.*

Goffman, I. J. (1968). *On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Technical Note.* Public Finance, 23, 359-364.

GOFFMAN, I., & MAHAR, D. J. (1971). *The Growth of Public Expenditures in Selected Developing Nations: Six Caribbean Countries 1940-1965.* Finances Publiques, 26, 57-74. .

Granger, C. (1995). *Causality in the long run.* Econometric Theory 11: 530–536.

Gravier-Rymaszewska, J. (2012). How aid supply responds to economic crises. *Working Paper, 2012/25.*

GREENE, W. (2003). *Econometric Analysis.* New York : Prentice Hall, 5° Edición, New York University.

Gupta, S. P. (1967). Public Expenditure and Economic Growth: A time Series Analysis. *Public Finance, 22:1,* 423-61.

Hamilton. (1994). *Time Series Analysis.* . Princeton: Princeton University Press .

Hansen, L. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators . *Econometrica, 50(4),* 1029-1054.

Holtz-Eakin, D., & Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel data. *Econometrica 56(6)*, 1371–1395.

Hsiao, C. (2003). Analysis of Panel Data. *The Pitt Building, Trumpington Street, Cambridge, United Kingdom*.

Husnain, M. I. (2011). *Keynes versus Wagner: Aggregated and Disaggregated Analysis of Public Expenditure in Selected South Asian Countries.* © EuroJournals Publishing.

ISLAM, A. M. (2001). *agner's Law Revisited: Cointegration and Exogeneity Tests.* Applied Economic Letters, 8, 509-515.

ISLAM, A. M. (2001). *Wagner's law reviseted: cointegration and exogenety tests for the USA.* Applied Economics Letters, 8,409-515.

Judson, R., & Owen, A. (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters 65*, 9-15.

Juessen, F., & Linnemann, L. (2010). *Estimating panel VARs from macroeconomic data: Some Monte Carlo evidence and an application to OECD public spending shocks.* Discussion Paper SPB 823.

Keane, M., & Runkle, D. (1992). On the Estimation of Panel-Data Models whe Instruments are not Strictly Exogenous. *Journal of Business and Economic Statistics 10*, 1-9.

Kolluri, B. R., Panik, M. J., & Wahab, M. S. (2000). *Government expenditure and economic growth: evidence from G7 countries.* Applied Economics Volume 32, Issue 8.

Koop, K., & Korobilis, D. (2014). Model Uncertainty in Panel Vector Autoregressive Models. *Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2487540 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2487540*.

Krugman, P. (1998). *The Role of Geography in Development.* Washington DC: The World Bank: In B. Pleskovic and J.E. Stiglitz (Eds.), Annual World Bank conference on development economics.

Lamartina, S., & Zaghini, A. (2008). *INCREASING PUBLIC EXPENDITURES: WAGNER'S LAW IN OECD COUNTRIES* .

Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory, 4,*, 103-124.

Maddala, G., & Kim, I.-M. (1998). *Unit Roots, cointegration and Structural Change.* Cambridge University Press.

MANN, A. (1980). *WAGNER'S LAW: AN ECONOMETRIC TEST FOR MEXICO, 1925-1976.* National Tax Journal, 33(2), 189-201.

Melguizo, C. (2015). An analysis of the Okun's law for the Spanish provinces. *Research Institute of Applied Economics, Working Paper, 2015/01*.

Mitze, D. T. (2012). *Empirical Modelling in Regional Science: Towards a Global Time-Space- Structural Analysis.* Essen, Germany: Springer Heidelberg Dordrech London New York .

Monteverde, E. C., & Rengifo, E. W. (s.f.). *Estadistica y Econometrìa Financiera.* CENCAGE Learning .

Mota, J. L. (2016). *Gasto público y complementariedad productiva: un análisis de la economía mexicana, 1980-2012.* Cuadernos de Economía,35(67), 315-352.

MURTHY, N. R. (1993). *Further Evidence of Wagner's Law for Mexico: An Application of Cointegration Analysis.* Public Finance, 48, 92-96.

MUSGRAVE, R. A. (1969). *Fiscal Systems. New Haven and London.* Yale University Press.

Narayan, P. K., Prasad, A., & Singh, B. (2008). *A test of the Wagner's hypothesis for the Fiji islands.* Applied Economics 40(21):2793-2801.

Nelson, C. R. (2006). Chapter 11. Keynesian Fiscal Policy and the Multipliers. *In Macroeconomics: an Introduction, Department of Economics, University of.*

Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica, 49*, 1417-1426.

Oxley, L. (1994). *COINTEGRATION, CAUSALITY AND WAGNER'S LAW: A TEST FOR BRITAIN 1870–1913.* Scottish Journal of Political Economy, 41 (3), 286-298.

P. I., & S. Y. (1995). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Manuscript,. *University of Cambridge*.

Peacock, & Scott . (2000). The curious attraction of Wagner's law. *Public Choice, 102(1-2)*, 1-17.

PEACOCK, A. T., & WISEMAN, J. (1961). The Growth of Public Expenditure in the. *Princeton: Princeton University Press*, 10.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., & SMITH, R. J. (2001). *BOUNDS TESTING APPROACHES TO THE ANALYSIS OF LEVEL RELATIONSHIPS.* JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS.

Pesaran, M.H., , & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters. 58 (1*, 17-29.

Ponce, R. A., & Llamas, R. V. (s.f.). *ECONOMETRÍA PRÁCTICA: Fundamentos de Series de Tiempo.*

Presno Casquero, M. J., & López Menéndez, A. J. (2001). TRATAMIENTO ESTADÍSTICO DE SERIES CON CAMBIOS ESTRUCTURALES UN CASO DE ESTUDIO. *REVISTA ASTURIANA DE ECONOMÍA - RAE Nº 22 2001*.

R., S. B., Sandow , & Vane . (2005). Modern Macroeconomics: Its Origins, Evolution. *Cheltenham: Edward Elgar*.

Ram, R. (1986). *Government size and economic growth: a new framewoek and some evidence from cross-section and time-series data.* The American Economic Review, vol. 17, N° 1.

Ramos, X., & Roca-Sagales, O. (2008). Long-Term Effects of Fiscal Policy on the Size and Distribution of the Pie in the UK. *Fiscal Studies*, 387-411.

Rodríguez, D. B., Venegas-Martínez, F., & Lima, S. V. (s.f.). *La ley de Wagner versus la hipótesis keynesiana: el caso de México, 1950-2009.* Investigación Económica, vol. LXXII, núm. 283, enero-marzo, 2013, pp. 69-98.

Rodríguez, D. E., Aguilera, J. d., & Granados, R. M. (2013). *GASTO PÚBLICO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA AMÉRICA LATINA.* Cuadernos de Economía, 32(59), XX-XX.

RODRÍGUEZ, T. J. (2016). *COSTO SOCIAL Y DESIGUALDAD EN AMÉRICA LATINA.* Quito, Ecuador: TESIS PARA OBTENER EL TÍTULO DE MAESTRÍA EN ECONOMÍA DEL DESARROLLO, FLACSO ANDES.

Rostow, W. (1960). *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto.* Cambridge University Press.

Sideris, D. (2007). *"WAGNER'S LAW IN 19th CENTURY GREECE: A COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS" BANK OF GREECE WORKING PAPER No. 64.*

Sims, C. .. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica,48*, 1-48.

Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and Reality.* Econometrica 48, Vol. 48, 1-48.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica. 48*, 1-48.

Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations.* Oxford.

Sosa-Escudero, W. (2011). Econometria de Datos en Paneles. *http://faculty.udesa.edu.ar/WalterSosa/EconometriaUNLP/PanelCordoba 2.pdf*, 8-9.

Stancic, P., & Holger, R. (2003). *GASTO PÚBLICO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN CHILE: ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO PARA LA SEGUNDA MITAD DEL SIGLO XX.* UNIVERSIDAD DE CHILE.

Stiglitz, J. E. (1988). Pareto efficient and optimal taxation and the new welfare economics. *NBER Working Papers 2189. National Bureau of Economic Research.*

Tanzi, V., & Zee, H. (1997). *Fiscal policy and long-run growth.* IMF Staff papers, 44(2), 179-209.

Verbeek, P. (2000). De daadkracht der dingen – over techniek. *filosofie en vormgeving Amsterdam: Boom*, 122.

WAGNER, R. E., & WEBER, W. E. (1977). *WAGNER'S LAW, FISCAL INSTITUTIONS, AND THE GROWTH OF GOVERNMENT.* National Tax Journal Vol. 30, pp. 59-68.

UNIVERSIDAD DE CUENCA

DISEÑO DE TRABAJO DE TITULACIÓN

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

UNIVERSIDAD DE CUENCA

UNIVERSIDAD DE CUENCA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

CARRERA DE ECONOMÍA

"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPIRÍCO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015"

DISEÑO DE TRABAJO DE TITULACIÓN

PRESNTADO POR:

ENWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

DIRECTOR DEL TRABAJO DE TITULACIÓN:
ECON. CARLOS JULIO RIVERA BAUTISTA

CUENCA - ECUADOR

2016

ESTRUCTURA DEL DISEÑO DE TRABAJO DE TITULACIÓN

1. SELECCIÓN Y DELIMITACIÓN DEL TEMA DE INVESTIGACIÓN

"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPIRÍCO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985-2015"

El presente trabajo ha tomado como campo de estudio a los Países que forman parte de la Comunidad Andina.

2. JUSTIFICACIÓN DE LA INVESTIGACIÓN

La relación entre el Gasto público y el crecimiento económico ha sido un tema en permanente discusión, es así que organismos como el Banco Mundial (BM), La Comisión Económica para América Latina (CEPAL), La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), se han mostrado interesados en esta problemática.

La estabilidad de un país se refleja en el bienestar de la población, al no estar claro el sentido de la causalidad entre el Gasto público y el crecimiento económico se deriva la factibilidad de la investigación, con la cual buscaremos dar repuesta a dicho sentido y a corroborar la hipótesis plantada por Wagner y Keynes.

El efecto de la aplicación de una política fiscal en el desarrollo de los países genera controversia por diferentes razones; según el argumento de expertos en el tema, los impuestos son un impedimento para el crecimiento económico y otros afirman que la política fiscal actúa como un estabilizador de los ciclos económicos, pese a las controversias la política fiscal a más de ser una herramienta encaminada a contribuir al crecimiento económico también puede contribuir a alcanzar objetivos de desarrollo en el ámbito económico y social, es

decir reducir los niveles de pobreza, combatir la exclusión social y la generación de oportunidades de forma equitativa. Un efecto positivo del Gasto público se vería reflejado en la provisión de bienes y servicios que cubran las necesidades de la población y sin lugar a duda este efecto contribuirá a la economía. Una política fiscal como instrumento de desarrollo se fundamenta en la capacidad de generar resultados favorables.

Al analizar la relación existente entre el Gasto público y el Crecimiento económico pretendemos encontrar evidencia que testifique la eficiencia o efectividad de la política fiscal. La eficiencia del Gasto público alude a los efectos que éste tiene sobre las condiciones económicas y sociales de los países, y sobre la vida cotidiana de la gente, con relación a los recursos utilizados. Por otra parte la efectividad considera que es posible alcanzar los objetivos deseados, independientemente del nivel de gasto. En consecuencia, una política puede ser efectiva y no eficiente, pero no al revés.

3. BREVE DESCRIPCIÓN DEL OBJETO DE ESTUDIO

Para nuestro objeto de estudio hemos considerado a Bolivia, Colombia, Ecuador y Perú, países miembros de la Comunidad Andina (CAN). Estos países forman una comunidad, unidos en forma voluntaria cuyo objetivo es alcanzar un desarrollo integral equilibrado y autónomo mediante la integración andina.

Los países miembros tienen una variada geografía, diversidad cultural, natural, etnia, pero más que todo lo que les une son los objetivos y metas comunes. La Comunidad Andina esta articulado al Sistema Andino de Integración (SAI), el cual permite que la CAN función como un Estado.

Dentro de los objetivos que podemos destacar está promover el desarrollo equilibrado y armónico de los países, acelerar el crecimiento y la generación de empleo laboral, disminuir la vulnerabilidad externa, todo esto vinculado a sus principios orientadores.

4. FORMULACIÓN DEL PROBLEMA

La problemática a analizar se centra en la relación existente entre el Crecimiento económico y el Gasto público, si el Crecimiento económico incentiva el aumento del Gasto público entonces existirá evidencia a favor de la hipótesis de Wagner y si el Gasto público es el que impulsa el Crecimiento económico existirá evidencia a favor de la hipótesis de Keynes.

El tema relacionado al Crecimiento económico siempre ha sido objeto de atención de los economistas y en especial de aquellos hacedores de política. Según el argumento de (Bell, 1976) "el crecimiento económico se ha convertido en la religión secular de las sociedades industriales para avanzar". El crecimiento económico supone una medida de bienestar reflejando en fuentes de empleo y la provisión de bienes y servicios que satisfacen las necesidades de la población. El hecho de un mayor crecimiento implica que las políticas aplicadas en el medio económico tienen un efecto positivo, por lo tanto es aconsejable modificar las políticas en aquellos países que muestran un nivel reducido de crecimiento, tomando como iniciativa las medidas que muestran tener un efecto favorable con su aplicación, sin embargo se debe tomar en cuenta la estructura económica de cada país, ya que una medida política que puede tener un efecto positivo en un país puede no ser efectiva en otro, esta es la incertidumbre que se presenta tras la aplicación de una determinada política, dando lugar al surgimiento de la problemática que limita la toma de decisiones en cuanto a qué medidas se deben aplicar en la economía con la finalidad de tener un efecto positivo.

Generalmente el crecimiento económico se mide en función de la tasa de crecimiento del PIB, sin embargo este puede ser medido en función de la productividad, el PIB por trabajador entre otros, pero dado las críticas de que estos no consideran algunos aspectos fundamentales como: desigualdad

económica, externalidades, rentas no monetarias; son poco relevantes en el medio económico.

De acuerdo a (Smith, 1776) la riqueza de las naciones depende de dos factores: la distribución del factor trabajo y el grado de eficiencia de la actividad productiva es decir el progreso técnico, sin embargo estos factores se han visto influenciados por otros como es el caso de la división de trabajo, el intercambio, tamaño de los mercados y la acumulación de capital, pese a todo esto Smith afirma que las naciones alcanzaran un estado estacionario gracias al desarrollo económico.

5. DETERMINACIÓN DE LOS OBJETIVOS

Objetivo General

- Contrastar empíricamente las hipótesis de Wagner y de Keynes acerca de la relación del Gasto público y Crecimiento económico para los países miembros de la Comunidad Andina.

Objetivos específicos

- Analizar la forma funcional de los cinco autores de mayor representación en la interpretación de la ley de Wagner.
- Realizar un análisis dinámico de la relación de largo plazo de las variables de cada modelo.
- Aplicar un Modelo de Corrección de Errores (MCE) a partir de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADRL) en función de cada modelo especificado.
- Hacer una comparación entre la causalidad de Granger uniecuacional con la causalidad mediante el modelo VAR para cada país de la CAN.
- Estimar los parámetros de forma consistente.
- Analizar la estructura de un modelo VAR y un modelo PVAR.

- Analizar el comportamiento de los cinco modelos en estudio a 10 periodos futuros mediante el análisis de la Función Impulso-Respuesta y Descomposición de Varianza.

6. ELABORACIÓN DEL MARCO TEÓRICO DE REFERENCIA

A lo largo del tiempo varios han sido los intentos por explicar la relación entre el Gasto público y el Crecimiento económico y de esta forma han surgido varias discusiones en torno al tema. Entre las teorías que destacan el análisis de ese tema tenemos la teoría de Wagner y la de Keynes, donde la primera se fundamente en que el Crecimiento económico causa la expansión del Sector público en contraposición a la teoría de Keynes.

Los autores; (Barro, 1989) y (Easterly, 1992) formulan que la relación entre el Gasto público y el Crecimiento económico no es lineal dado que el signo cambia de acuerdo al nivel de Gasto público. En una economía con un reducido nivel de Gasto público, tras un incremento de este el efecto será positivo y se verá reflejado en el crecimiento del PIB. Por su parte (Baumol, 1967) argumenta que el sector público solo se incrementará si se da un incremento en el sector privado, esto debido a que el sector público es menos productivo que el sector privado. Desde un punto de vista microeconómico (Folster & Henrekson, 1999) manifiestan que los países con un reducido nivel de Gasto público direccionan el gasto exclusivamente a sectores que favorecen directamente al bienestar de la sociedad, como a la salud, educación, infraestructura pública, etc.

(Stancic & Holger, 2003) Formulan argumentos entorno tanto a la relación positiva como negativa entre el Gasto público y el Crecimiento económico. De los argumentos de la relación positiva se destacan:

- El Gasto público y el crecimiento es tautológico, desde el instante que se hace presente la desigualdad en el Gasto del PIB, así como también desde el momento en que le Gasto público es un porcentaje del Gasto total.
- Desde un punto de vista microeconómico, la asignación de recursos a los mercados con imperfecciones tales como: bienes con externalidades, bienes no rivales, discriminación de precios injustificada, si el Estado no provee estos bienes, el mercado no tendrá la posibilidad de proveerlos por su cuenta, entonces en este sentido la provisión de estos por parte del Estado se verá reflejada en un impacto positivo del producto.
- El tema relacionado a la economía política se sustenta en que el gasto que efectúa el gobierno en la provisión de bienes y servicios tiene la finalidad de fomentar el desarrollo de la sociedad. Este argumento toma como referencia a (Barro, 1989) el cual señala que el gasto en inversión tiene un mayor efecto positivo en el crecimiento del producto que los gasto en consumo.
- De la ley de Wagner se establece que la elasticidad ingreso de la demanda del gobierno es superior a la unidad.

En cuanto a los argumentos de la relación negativa entre el Gasto público y el Crecimiento económico se establecen:

- Desde un punto de vista microeconómico, el nivel de Gasto público a través de la recaudación impositiva tiene repercusión en las decisiones de los operadores económicos, por ejemplo en el caso del impuesto a la renta, este afecta al mercado de trabajo así como también al producto.
- El problema de incentivos consustancial al sector público se deriva desde un aspecto microeconómico a partir de la existencia de la ambigüedad en la propiedad del dinero público que a diferencia de las empresas privadas el agente y el principal están claramente definidos.

- Otro argumento microeconómico señala que el sector público no tendrá ningún incentivo para reducir costos, en concreto en el caso especial de costos sectoriales, quienes al ser incrementados por encima de su productividad marginal provocaría desempleo por el desalineamiento de los salarios públicos y privados.
- En el ámbito macroeconómico el Gasto público puede llegar a provocar un desplazamiento de la inversión privada o conocido también como el efecto crowding-out, dicho efecto se efectúa por la presión que genera el Gasto público sobre la tasa de interés.

El autor (Ram, 1986) hace una análisis de 115 países tomando la base de datos de Summers y Heston, para el periodo de 1960-1980, obteniendo como resultado que el Gasto público tiene un efecto positivo en el Crecimiento económico, evaluado en función de la productividad pública y el efecto externalidad. A pesar de las discrepancias de la relación entre del Gasto público y el Crecimiento económico el objetivo de un gobierno es alcanzar el bienestar de la población y el crecimiento económico, por esta razón los hacedores de política son los encargados de tomar las decisiones sobre las medidas encaminadas a este fin, sin embrago los resultados en muchas ocasiones no son favorables, es por este motivo que antes de tomar cualquier decisión debe existir un análisis previo de la posible reacción de la economía tras la aplicación de cualquier medida política ya que de esta dependerá el futuro del país.

7. FORMULACIÓN DE HIPÓTESIS

Hipótesis nula

El Crecimiento económico facilita la expansión del sector público en los países de la Comunidad Andina.

Hipótesis alternativa

El Gasto público facilita el Crecimiento económico de los países de la Comunidad Andina.

8. CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES E INDICADORES

Teniendo en cuenta la disponibilidad de los datos y la coherencia de la cobertura estadística, elegimos las series cronológicas de datos desde 1985 hasta 2015 todos los cuales son obtenidos de Banco Mundial en términos reales con año base 2010.

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 1985 y 2015. Combinando las series anteriores calculamos el gasto real por habitante ($\frac{G}{N}$), el PIB per cápita ($\frac{Y}{N}$) y el porcentaje del gasto del gobierno sobre la producción del país ($\frac{G}{Y}$).

ASPECTOS A DEMOSTRAR	VARIABLES
Aumentos en el Gasto público provocan una mayor tasa de Crecimiento del PIB o Aumentos en el Crecimiento económico provocan un aumento del gasto del Gobierno Central	Gasto Público Consistencia Series Estacionarias Series Estacionales Proceso estocástico Cointegración Ruido Blanco Inestabilidad Desconfianza Incertidumbre Inseguridad Eficiencia MGM Interdependencia Estática Interdependencia Dinámica Heterogeneidad Transversal
Shoks externos hacen que la relación entre el Gasto público y el Crecimiento económico varíe a lo largo de un periodo determinado.	

8.1 DEFINICIÓN DE CADA UNA DE LAS VARIABLES Y CATEGORÍAS

Gasto público. Es el pago de dinero que realiza el gobierno para el suministro de bienes y servicios además de la remuneración de empleados, intereses y subsidios, renta, dividendos y beneficios sociales.

Crecimiento económico. Por medio de este podemos medir la producción de bienes y servicios en una economía y por ende la renta en un periodo de tiempo determinado. El Crecimiento económico se verá reflejado en el PIB dada la

aplicación de medidas políticas gubernamentales en especial relacionadas al Gasto público.

Consistencia. Una estimación es consistente si el estimador converge en probabilidad al valor verdadero del parámetro del cual se está estimando.

Series Estacionarias. Una serie es estacionaria a medida que el valor medio permanece estable, de otra forma a medida que se incrementa o disminuye en el tiempo no sería estacionaria.

Series Estacionales. Una serie es estacional cuando se recogen observaciones de una determinada variable en un periodo de tiempo equiespaciado, estas pueden ser discretas continuas, esto dependerá de la naturaleza de las observaciones.

Proceso estocástico. Es aquel proceso en el que un conjunto de variables aleatorias dependen de un parámetro representado en el espacio o en el tiempo, tal parámetro es el argumento del proceso.

Cointegración. Se trata de una relación de equilibrio entre variables de carácter no estacionario, por tal razón dicho equilibrio se sitúa en el corto plazo. Sin embargo si las variables están cointegradas se puede asumir que en el largo plazo hay una tendencia común.

Ruido Blanco. Se asume que un conjunto de variables aleatorias correspondientes a un proceso estocástico, son de ruido blanco cuando tienen varianza constante, esperanza y covarianza nula para diferentes valores en el tiempo.

Inestabilidad. La inestabilidad es la causante del mal funcionamiento de una economía, haciendo referencia al tema en estudio, una inestabilidad económica provoca una reducción de la inversión en infraestructura, salud, educación, etc. Tal instabilidad se verá reflejada en una diminución del crecimiento económico lo cual provoca una falta de bienestar de la población.

Desconfianza. La confianza de parte de la población hacia la autoridad gubernamental es uno de los pilares que mantiene en pie a una economía, sin embargo en ocasiones tal confianza se ve truncada dado los malas políticas abordadas por parte dela autoridad económica.

Incertidumbre. En economía el concepto de incertidumbre, es aquella situación que no se conoce con exactitud la probabilidad de ocurrencia de un suceso. En otras palabras no se puede conocer a ciencia cierta el resultado de una acción aplicada.

Inseguridad. Este término al igual que al anterior hace referencia a las posibles repercusiones que pueden resultar al aplicar una medida de ajuste económico.

Eficiencia. Este término en contrapartida a la incertidumbre, manifiesta un nivel de satisfacción en cuanto al resultado de las diferentes medidas políticas aplicadas en la economía ya sea a corto o largo plazo.

MGM. Métodos generalizados de Momentos es una herramienta econométrica para estimar parámetros en una extensión de momentos. Su aplicación tiene lugar en los modelos dinámicos.

Interdependencia Estática. En la macroeconomía se estudian aspectos de carácter global. A la economía nacional se la considera como un todo en sus relaciones de interdependencia a nivel internacional. La estática económica es la encargada de estudiar el equilibrio en los diferentes procesos económicos.

Interdependencia Dinámica. Le economía dinámica analiza los ajustes intermedios de los procesos económicos, sin embargo tanto la estática como la dinámica en una economía son utilizadas para evaluar los fenómenos económicos.

Heterogeneidad Transversal. Cuando existen factores que no son fácilmente observables, pero sin embargo son de relevancia para explicar el comportamiento

de un fenómeno, esos factores son constantes o casi constantes en el tiempo tal es el caso de aspectos geográficos, culturales, demográficos, etc.

9. DISEÑO METODOLÓGICO

Nuestro estudio de centra en un análisis dinámico entre el Gasto público y el Crecimiento económico mediante un modelo de vectores autorregresivos VAR, en dos partes, con la finalidad de encontrar evidencia empírica sobre cuál de las dos teorías, Wagner o Keynes, tienen repercusión en cada economía; en la primera parte estudiaremos cual es la relación entre las variables mencionadas analizando de forma individual a cada país que forma parte de la CAN, y en la segunda parte analizaremos esta relación mediante el modelo de vectores autorregresivos con datos de panel PVAR.

En la literatura económica han surgido varias interpretaciones de la teoría de Wagner, pero refiriéndonos a los cinco autores: Peacock & Wiseman (P&W), Goffman, Mann, Musgrave y Gupta cuyas interpretaciones han tenido mayor relevancia en el ámbito económico y en función de la forma funcional planteada por estos autores se desarrollara nuestra investigación, las formas funcionales se describen a continuación:

$$\ln G = a + BlnY \quad \rightarrow \quad Peacock\ y\ Wiseman$$

$$\ln G = a + Bln\frac{Y}{N} \quad \rightarrow \quad Goffman$$

$$\ln\frac{G}{Y} = a + BlnY \quad \rightarrow \quad \text{Mann}$$

$$\ln\frac{G}{Y} = a + Bln\frac{Y}{N} \quad \rightarrow \quad \text{Musgrave}$$

$$\ln\frac{G}{N} = a + Bln\frac{Y}{N} \quad \rightarrow \quad \text{Gupta}$$

Donde:

$G = Gasto\ público\ real$

$Y = PIB\ real$

$N = Población\ Total$

En la primera parte en base a estos modelos se pretende:

1. Analizar la estacionariedad de cada una de las variables de la forma funcional planeada por los cinco autores, mediante técnicas visuales así como también métodos formales. Las técnicas visuales a aplicar son el método gráfico y la función de autocorrelación, mientras que una de las técnicas formales que utilizaremos para contrastar la estacionariedad es el método aumentado de Dickey-Fuller con quiebre estructural.

   Una vez definido la estacionariedad es necesario conocer el grado de cointegración de las series cronológicas, ya que es necesario que presenten el mismo orden para poder realizar la regresión cointegrada, para esto utilizaremos el procedimiento de Engle y Granger el cual parte de que si se tiene series $I(1)$, se estima una regresión por MCO, a la cual se lo conoce como regresión de cointegraciòn y se analizan los residuos para determinar si estos son $I(0)$ o estacionarios, de cumplirse esto se puede afirmar que las series mantienen una relación de largo plazo y por lo tanto existe un factor de cointegraciòn.

   El procedimiento de Engle y Granger parte de una relación lineal a largo plazo de forma que:

$$x_{1t} = \alpha x_{2t} + u_t$$

   Despejando u_t tenemos:

$$u_t = x_{1t} - \alpha x_{2t}$$

   Entonces si $u_t \sim I(0)$ se puede afirmar que las series iniciales están cointegradas.

Los procedimientos más comunes en las pruebas de raíz unitaria son los test estadístico de Dikey-Fuller Aumentado y el de Phillips-Perron, quienes asumen que las series están bien comportadas, es decir no existe quiebre estructural, por esta razón se ha aplicado el test ADF pero considerando un quiebre originado a lo largo del tiempo en cada serie.

2. El test ADF de raíz unitaria suele generar en varias ocasiones resultados erróneos dado que este se fundamenta en que las series en niveles tienen que ser $I(1)$ y su combinación lineal $I(0)$, sin embargo en el ámbito económico lo que realmente interesa es saber si existe una relación de largo plazo sin necesidad de conocer si las series son o no estacionarias, entonces frente a esta situación (PESARAN, SHIN, & SMITH, 2001) plantean un test conocido como PSS, para comprobar la existencia de una relación a largo plazo independientemente del orden de integración de las series.

El test PSS es un test específicamente para muestras pequeñas razón por la cual lo aplicaremos en nuestro estudio. Para determinar la existencia de una relación de largo plazo, el test proporciona dos valores críticos con los que se contrasta el test F calculado. La aplicación de este test se fundamenta en un modelo que combina cambios y niveles rezagados por tal motivo creemos que es conveniente trabajar con un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADRL), esto con el fin de estimar elasticidades de largo plazo.

La metodología ADRL se basa en un proceso autorregresivo de rezagos distribuidos, siguiendo la metodología de (Ponce & Llamas) tenemos:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Reemplazando y_t por $y_{t-1} + \Delta y_t$ y X_t por $X_{t-1} + \Delta X_t$ en la ecuación anterior y resolviendo en función Δy_t tenemos:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si a la expresión anterior multiplicamos y dividimos por $(1 - \alpha_1)$:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta X_t - (1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} - \left(\frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1 - \alpha_1} \right) X_{t-1} \right] + \varepsilon_t$$

Se puede observar en la expresión anterior que los términos en corchetes y_t y X_t están rezagados un periodo lo cual conlleva a determinar que la expresión $y_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} - \left(\frac{(\beta_0+\beta_1}{1-\alpha_1} \right) X_{t-1}$, es el término de corrección de error.

Para el cálculo de las elasticidades de largo plazo a partir de las expresiones anteriores el procedimiento seria parametrizar dichas expresiones de forma que en niveles tendríamos:

$$\begin{aligned} y_t = {} & \alpha_0 + \alpha_1{}^* y_{t-1} + \beta_1 X_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_n \Delta y_{t-n} + \varphi_0 \Delta X_t \\ & + \varphi_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \varphi_k \Delta X_{t-k} + \psi D_t \\ & + \emptyset T + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Mientras que para el caso de primeras diferencias:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = {} & \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 X_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_n \Delta y_{t-n} + \varphi_0 \Delta X_t \\ & + \varphi_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \varphi_k \Delta X_{t-k} + \psi D_t + \emptyset T + \varepsilon_t \end{aligned}$$

3. Se realizará un análisis de regresión basado en los modelos VAR (Vectores Autoregresivos) que en la literatura econométrica de series de tiempo son conocidos también como modelos ateóricos, ya que cada variable es explicada por sus propios valores rezagados y por el resto de variables endógenas del sistema Esta metodología, propuesta por (Sims, 1980), permite analizar en forma simultánea, cómo interactúan las

variables sin la necesidad de imponer ciertas restricciones para hacer posible la estimación, la estructura del modelo estaría representada por:

$$Y_t = \sum_{p=1}^{P} B_P\, Y_{t-P} + aX_t + ut$$

Donde:

$Y_t = Es\ un\ vector\ de\ k\ variables\ endogenas$

$Y_{t-p} = vector\ de\ las\ k\ variables\ endogenas\ rezagados\ hasta$
$- p\ periodos$

$X_t = vector\ formado\ por\ los\ valores\ de\ las\ variables\ exogenas$
$en\ el\ periodo\ t$

$B_P\ = es\ una\ matriz\ cuadrada\ con\ k * k\ terminos$

$a = es\ una\ matriz\ k * r, siendo\ r\ el\ numero\ de\ variables\ exogenas$

$ut =\ es\ un\ proceso\ multivaiado\ ruido\ blanco\ \ que\ sigue\ una\ normal$
$con\ media\ cero\ y\ con\ varianza\ y\ covarianza\ constantes$

$p = es\ el\ numero\ de\ rezagos$

Para probar la relación entre el crecimiento económico y el Gasto del Gobierno Central y de acuerdo a la teoría econométrica analizada planteamos el siguiente modelo VAR:

$$PIB_t = a + \sum_{j=1}^{k} B_j\, PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j\, G_{t-j} + u_{1t}$$

$$G_t = a' + \sum_{j=1}^{k} \vartheta_j\, PIB_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \gamma_j\, G_{t-j} + u_{2t}$$

En función de estos modelos planteados analizaremos la relación de causalidad en el sentido de Granger para cada modelo en estudio y alternativamente

analizaremos la Función de Impulso-Respuesta y descomposición de varianza para un periodo de 10 años.

Para consolidar los resultados obtenidos de la relación entre el Gasto público y el Crecimiento económico en cada país, en la segunda parte de nuestra investigación realizaremos un análisis de dicha relación en la Comunidad Andina considerándola como un todo, puesto que pese a la valiosa información contenida en los estudios a nivel nacional, la perspectiva regional tiene la ventaja de permitir la comparación entre países de nivel de desarrollo similar, lo cual facilita la identificación de las fortalezas y debilidades relativas de cada uno, con lo que podemos extraer lecciones correspondientes para nuestro análisis. Dos problemas existen cuando se realiza el análisis empírico de series de tiempo, como son: en primer lugar la dificultad de establecer cuáles son las interdependencias entre países cuando realizamos el análisis de la relación del Gasto público y el Crecimiento económico y cuáles son sus principales factores determinantes y en segundo lugar el problema referente a la escasez de datos macroeconómicos debido a que no hay muchas series temporales macroeconómicas de estos países y los datos son típicamente reportados a frecuencias relativamente bajas (es decir, anualmente). Para hacer frente a estas dos cuestiones, nuestra estrategia econométrica es hacer uso de un modelo de panel de vectores autorregresivos (PVAR). El uso de un PVAR aborda el problema de endogeneidad mediante el tratamiento de todas las variables en el sistema como endógenas y mediante algunas transformaciones elimina las heterogeneidades existentes entre países de la CAN. Por otra parte, el panel VAR también supera el problema de limitación de datos mediante el uso de los datos de corte transversal de los países de la Comunidad Andina con el fin aumentar los grados de libertad en el análisis y obtener estimadores y pruebas estadísticas insesgadas y consistentes que nos permitirán contrarrestar la hipótesis de la relación dinámica entre el Gasto público y el crecimiento económico en los países de la Comunidad Andina. Por estas razones el uso del panel de VAR parece apropiado para este análisis empírico.

Algunos autores incluso argumentan que los resultados asintóticos son más fáciles de obtener para los datos de panel que para datos de series de tiempo (Gilchrist & Himmelberg , 1998).

En nuestro estudio primero analizaremos la estacionariedad de las variables a utilizar con el test de Im, Pesaran, Shin y Smith como sugieren (Banerjee, 1999) y (Baltagi & Kao, 2000), este test es un promedio de los valores obtenidos del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada país de la CAN, el cual es recomendable cuando se quiere analizar resultados con datos de panel, luego de esto hacemos uso de un modelo de panel autorregresivo con efectos fijos, siguiendo la metodología de (Abrigo & Love, 2015) que en general está representado por el siguiente sistema de ecuaciones lineales:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_{it} + e_{it}$$

$$i \in \{1,2,\dots,N\}, t \in \{1,2,\dots,T\}$$

Donde Y_{it} es un vector de variables dependientes (1xk), X_{it} es un vector de variables exógenas (1xl), $u_{it}\ y\ e_{it}$ son vectores de las perturbaciones de las variables dependientes especificas con efectos fijos y de los shocks aleatorios respectivamente, Las matrices (kxk) $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ y la matriz B (lxk) son los parámetros a ser estimados, asumiendo que los errores están bien comportados, es decir $E[e_{it}] = 0, E[e_{it}{}'e_{it}] = \sum.$ y $E[e_{it}{}'e_{it}] = 0$ para todo $t > s$.

De esta forma obtendremos estimadores de Efectos Fijos, pero estos estarían sesgados ya que estos estarían correlacionados con los regresores de nuestro modelo por la presencia de variables dependientes rezagadas en el lado derecho del sistema de ecuaciones, por esta razón (Belingher, 2015) recomienda realizar la transformación en primeras diferencias la cual implica que $m^*{}_{it} = m_{it} - \overline{m_{it}}$ o alternativamente (Keane & Runkle, 1992) y (Ergene, 2015) recomiendan la desviación ortogonal hacia adelante de Helmert que vendría representada por

$m^*{}_{it} = (m_{it} - \overline{m_{it}}) \sqrt{T_{it}/(T_{it}+1)}$, donde T_{it} es el número de observaciones disponibles futuras para el individuo i en el tiempo t , y $\overline{m_{it}}$ es su promedio, que son las más utilizadas cuando se tienen series de datos cortas y de acuerdo a estas estimaciones elegiremos el método que nos provea los resultados más estables, posteriormente procederemos a contrastar mediante el test de Granger a través del modelo PVAR, la relación dinámica entre el Gasto público y el crecimiento económico para cada uno de los modelos de los diferentes autores para los países de la CAN y en lo posterior mediante las Funciones de Impulso-Respuesta y la Descomposición de varianza analizaremos la sensibilidad de esta relación ante un shock en cualquiera de las variables en el modelo PVAR, el cual nos servirá para analizar la política económica, específicamente si la política fiscal es efectiva (donde el crecimiento económico seria el que influye en el Gasto público) o eficiente (donde el Gasto público influye en el crecimiento económico).

Con respecto a la aplicación econométrica, mientras los modelos VAR de series de tiempo se pueden estimar con los paquetes estadísticos convencionales como EVIEWS, Matlab, Gretel y R, en los cuales se incluyen rutinas directamente ejecutables para datos de series temporales, la estimación e inferencia de modelos PVAR, comúnmente son realizados con conocimientos y habilidades de programación, como la aplicada por medio del Método Generalizado de Momentos por (Abrigo & Love, 2015), que nos ha permitido realizar nuestra investigación y obtener ganancias de eficiencia (Holtz-Eakin, Newey, & Rosen, 1988) mediante el programa Stata.

10. ESQUEMA TENTATIVO DE LA INVESTIGACIÓN

"RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPIRÍCO PARA LOS PAISES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015"

CAPÍTULO I: ANTECEDENTES GENERALES

1.1 Introducción y Antecedentes

1.2 Revisión de la Literatura sobre la relación entre Gasto público y el crecimiento económico

1.3 Explicación teórica de la ley de Wagner

1.4 Interpretación de la ley de Wagner

1.5 Teoría keynesiana del Gasto público

1.6 El efecto del multiplicador del Gasto público keynesiano en el modelo IS-LM

1.7 Discrepancias entre la ley de Wagner y la hipótesis de Keynes

1.8 Literatura Empírica

1.9 El Gasto público y el crecimiento económico de los países de la región Andina en los últimos 31 años: Hechos Estilizados.

1.10 Comparación del tamaño del Gasto público como porcentaje del PIB de los países de la CAN

CAPÍTULO II: ANÁLISIS EMPÍRICO DE LA RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO PARA CADA PAÍS DE LA CAN MEDIANTE EL MODELO VAR

2.1 Relación entre el Gasto público y el crecimiento económico

2.2 Clasificación descriptiva de las series temporales

2.3 Procesos estocásticos

2.4 Series estacionarias en diferencias y en tendencia

2.5 Técnicas visuales para la detección de estacionariedad

2.6 Método formal para la detección de estacionariedad

2.7 Cointegración

2.8 Modelo de corrección de errores a partir de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos

11. CRONOGRAMA DE ACTIVIDADES

UNIVERSIDAD DE CUENCA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS
ESCUELA DE ECONOMÍA

RELACIÓN ENTRE EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO. UN ESTUDIO EMPÍRICO PARA LOS PAÍSES DE LA COMUNIDAD ANDINA PARA EL PERIODO 1985 - 2015

CRONOGRAMA DE ACTIVIDADES	DISTRIBUCIÓN TEMPORAL																																															
ACTIVIDADES:	JUNIO				JULIO				AGOSTO				SEPT				OCT				NOV				DIC				ENERO				FEBRERO				MARZO			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
Elección del Tema	■	■																																						
Elaboración del diseño			■	■																																				
Revisión del Diseño					■																																			
Correcciones del Diseño						■																																		
Aprobación del Diseño de Tesis							■																																	
Elaboración del Capítulo I								■	■	■	■																													
Revisión del Capítulo I												■																												
Correciones del Capítulo I													■	■																										
Elaboración del Capítulo II															■	■	■	■																						
Revisión del Capítulo II																			■																					
Correciones del Capítulo II																				■	■																			
Elaboración del Capítulo III																						■	■	■	■															
Revisión del Capítulo III																										■														
Correciones del Capítulo III																											■	■												
Elaboración del Capítulo IV																													■	■	■	■								
Revisión del Capítulo IV																																	■							
Correciones del Capítulo IV																																		■	■					
Revisión de los Capítulos I, II, III y IV																																				■				
Ajuste General del Formato																																					■			
Decisión final del Trabajo de Titulación por parte del Director																																						■		
Impresión y Empastado																																							■	
Entrega del Trabajo de Titulación																																								■

EDWIN PAÚL FEIJÓO CRIOLLO
EDGAR MAURICIO PERALTA JIMBO

12. PRESUPUESRO REFENCIAL

MATERIALES	COSTO
Impresiones	**$50**
Internet	**$50**
Webgrafia	**$30**
Copias	**$25**
Impresión y Empastado (tres ejemplares)	**$150**
TOTAL	**$305**

13. BIBLIOGRAFÍA

Abrigo, M. R., & Love, I. (2015). *Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs.*

Baltagi, B. H., & Kao, C. (2000). Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey. *Center for Policy Research. Paper 136*.

Banerjee, A. (1999). Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Boletin of Economics and Stadistics* .

Barro, R. (1989). *Economic growth in a cross section of countries.* The Quarterly Journal of Economics, Vol. 106, N°2.

Baumol, W. J. (1967). *MACROECONOMICS OF UNBALANCED GROWTH:THE ANATOMY OF URBAN CRISIS.* American Economic Association.

Belingher, D. (2015). A PVAR MODEL BUILT ON THE RICARDIAN APPROACH TO DEFICITS IN CENTRAL AND EASTERN EUROPE. *ECOFORUM Volume 4, Special Issue 1,* 3.

Bell, D. (1976). *The Coming of Post-Industrial Society: A Venture in Social Forecasting,*. New York, Basic books.

Easterly, W. (1992). Endogenous Growth in Countries with Government-Induced Distortions . *in V. Corbo, S.Fisher and S.Webb, Polces to Restore Growh, World Bank* .

Ergene, S. (2015). Growth, inflation, interest rate and informality: Panel VAR evidence from OECD. *Economics Bulletin, Volume 35, Issue 1*, 750-763.

Folster, S., & Henrekson, M. (1999). *Growth and the public sector: a critique of the.* European Journal of Political Economy Vol. 15 337–358.

Gilchrist, S., & Himmelberg , C. (1998). Investment, Fundamentals and Finance. *NBER Working Paper No. 6652.*

Keane, M., & Runkle, D. (1992). On the Estimation of Panel-Data Models whe Instruments are not Strictly Exogenous. *Journal of Business and Economic Statistics 10*, 1-9.

PESARAN, M. H., SHIN, Y., & SMITH, R. J. (2001). *BOUNDS TESTING APPROACHES TO THE ANALYSIS OF LEVEL RELATIONSHIPS.* JOURNAL OF APPLIED ECONOMETRICS.

Ponce, R. A., & Llamas, R. V. (s.f.). *ECONOMETRÍA PRÁCTICA: Fundamentos de Series de Tiempo.*

Ram, R. (1986). *Government size and economic growth: a new framewoek and some evidence from cross-section and time-series data.* The American Economic Review, vol. 17, N° 1.

Sims, C. .. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica,48*, 1-48.

Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations.* Oxford.

Stancic, P., & Holger, R. (2003). *GASTO PÚBLICO Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN CHILE: ANÁLISIS DE SERIES DE TIEMPO PARA LA SEGUNDA MITAD DEL SIGLO XX.* UNIVERSIDAD DE CHILE.