



*Aseorías y Tutorías para la Investigación Científica en la Educación Puig-Salabarría S.C.*  
*José María Pino Suárez 460-2 esq a Lerdo de Tejada. Toluca, Estado de México. 7223898473*  
 RFC: ATI120618V12

**Revista Dilemas Contemporáneos: Educación, Política y Valores.**

<http://www.dilemascontemporaneoseduccionpoliticayvalores.com/>

**Año: VII    Número: 2    Artículo no.:132    Período: 1ro de enero al 30 de abril del 2020.**

**TÍTULO:** Relación entre el PIB per cápita, calidad institucional y gasto público.

**AUTORES:**

1. Dr. Raúl Comas Rodríguez.
2. Dr. Ariel Romero Fernández.
3. Máster. Patricio Portero Sánchez.
4. Máster. Ana Gabriela Reinoso Espinosa.
5. Dr. Walter Jarrín López.

**RESUMEN:** El método aplicado en esta investigación fue el método hipotético deductivo, puesto que se partió de la determinación de las variables PIB per cápita, Calidad Institucional y Gasto Público, bajo la hipótesis que plantea que el Gasto Público y la Calidad Institucional tienen un impacto significativo en el aumento del PIB per cápita. Se determinó la relación entre el PIB per cápita, calidad institucional y gasto público mediante un panel de datos de veinte países de América Latina, donde el PIB per cápita representó la variable dependiente, así como el Gasto Público y Calidad Institucional fueron sus principales variables explicativas del modelo, recaudadas de forma cuatrianual en el periodo de 1992 hasta 2007.

**PALABRAS CLAVES:** PIB per cápita, Calidad Institucional, Gasto Público.

**TITLE:** Relationship between GDP per capita, institutional quality and public spending.

**AUTHORS:**

1. Dr. Raúl Comas Rodríguez.
2. Dr. Ariel Romero Fernández.
3. Máster. Patricio Portero Sánchez.
4. Máster. Ana Gabriela Reinoso Espinosa.
5. Dr. Walter Jarrín López.

**ABSTRACT:** The method applied in this investigation was the hypothetical deductive method, since it was based on the determination of the variables GDP per capita, Institutional Quality and Public Expenditure, under the hypothesis that the Public Expenditure and Institutional Quality have a significant impact on the increase in GDP per capita. The relationship between GDP per capita, institutional quality and public expenditure was determined through a data panel of twenty Latin American countries, where GDP per capita represented the dependent variable, as well as Public Expenditure and Institutional Quality were its main explanatory variables of the model, collected four-monthly in the period from 1992 to 2007.

**KEY WORDS:** GDP per capita, Institutional Quality, Public Expenditure.

**INTRODUCCIÓN.**

El papel que debe protagonizar el gasto público en la promoción del crecimiento económico sigue constituyendo un factor esencial en el diálogo acerca de políticas en Latinoamérica. Más allá de sus impactos macroeconómicos, las políticas de gasto pueden incidir en el crecimiento desde varias perspectivas, entre ellas sus derivaciones en el desarrollo del capital físico y humano. Estas políticas alcanzan notable significación en la región debido a las ingentes desigualdades en el nivel de vida entre ricos y pobres. Si bien han ocurrido reducciones recientes, los coeficientes de deuda pública

continúan siendo elevados y restringen la capacidad de los gobiernos para dar respuesta a los requerimientos sociales y optimizar la infraestructura regional (Clements, Faircloth y Verhoeven, 2007).

La eficiencia del gasto público tiene en cuenta los impactos que este manifiesta sobre las condiciones económicas y sociales de las naciones, y sobre la vida cotidiana de la población, en relación con los recursos empleados. Desde esta perspectiva, la eficiencia se diferencia de la efectividad cuando esta última solo incluye si se conseguirán las metas planteadas, más allá del nivel de gasto. Como resultado, una política puede constituirse como efectiva pero no eficiente, aunque no viceversa. Generalmente, los efectos del gasto público pueden valorarse indirectamente con base a los productos (outputs) creados por el gobierno, lo que circunscribe elementos tanto de cobertura como de calidad de los bienes y servicios suministrados por el sector público. Sin embargo, durante la década precedente se ha ofrecido mayor atención a los resultados (outcomes) en la medición de la eficiencia del gasto público. Esta deviene una manera directa de medir los efectos del gasto público sobre las condiciones de vida de la gente (Machado, 2006).

Las transformaciones institucionales tienen lugar de manera lenta, por lo que no se deben esperar cambios intensos de un año a otro, pero sí pueden notarse claras propensiones, tanto en relación con la mejoría como con el deterioro. Desde este enfoque, se identifican en Latinoamérica dos grupos específicos. Entre los que se desarrollan se puede mencionar a Colombia (+17), Perú (+16), Panamá (+13) y Uruguay (+9). Entre los que más han decaído desde 2007 a la fecha se encuentran Argentina (-34), El Salvador (-29), Nicaragua (-23), Venezuela (-22), Bolivia, Ecuador y Jamaica (-18), si bien la caída de Venezuela ha iniciado antes y se necesitaría contar con un indicador desde años anteriores. La región muestra, en su conjunto, un mejor promedio en las instituciones políticas (0,5706), que en las económicas (0,5120).

Los primeros escaños en relación con las primeras los ocupan Canadá, Estados Unidos, Barbados, St. Lucia, St. Vincent y St. Kitts y Nevis; el primer país latinoamericano es Chile, situado en la séptima posición, seguido de Uruguay, Bahamas y Costa Rica. Los últimos escaños en esta área pertenecen a Paraguay, Cuba, Honduras, Haití y Venezuela. En relación con las instituciones económicas, los primeros lugares corresponden a Estados Unidos, Canadá, Chile, Puerto Rico, St. Lucia y Perú. Los últimos lugares son para Ecuador, Surinam, Haití, Venezuela y Cuba (Krause, 2013).

Las políticas nacionales tienen un impacto de manera concluyente en los resultados de producción y publicación científica de América Latina. La región, y de manera particular Colombia y Ecuador, se halla en un proceso de desarrollo y asimilación a los esquemas de evaluación y calidad que rigen en los países desarrollados. Un elemento sustancial es que estas naciones son en su generalidad productores de petróleo y durante la década precedente se beneficiaron de sus altos precios. Tanto Colombia como Ecuador trasladaron gran parte de estos recursos a procesos de mejora de sus respectivos sistemas de educación superior, al diseñar políticas de inversión que han facilitado ejecutar saltos cualitativos y cuantitativos en sus procesos de producción, comunicación y visibilidad científica (Álvarez y Pérez, 2016).

Según el enfoque del gasto, se pueden establecer indicadores en función de tres grandes zonas temáticas:

- 1) Clasificación económica: facilita la identificación de aquellos indicadores que conectan las políticas públicas aplicadas con la clase de gasto incurrido. Admite reflejar la dimensión del sector público.
- 2) Clasificación funcional: esta desagregación señala indicadores que posibilitan relacionar las metas de política con los diversos contextos económicos.

3) Deuda pública: este indicador facilita la medición del grado de endeudamiento del gobierno, la capacidad de solvencia y sostenibilidad de las finanzas públicas. Aumentos de la deuda representan futuras presiones sobre el gasto, mediante incrementos en el servicio de la deuda (González, 2010). Desde el enfoque de la política económica, no resulta suficiente con conocer que las instituciones guardan significación, sino que resulta importante dominar los factores de los cuales depende la calidad institucional. Reconocer esos factores resulta medular para que los gobiernos puedan optimizar sus instituciones, y a través de estas, sus resultados en componentes de desarrollo. En este contexto, no obstante, resulta menor la cantidad de investigaciones disponibles y más restringido el punto común conseguido por estos. Un resultado que resulta, fraccionariamente, derivación de los problemas del trabajo empírico, se enfrenta a la disposición de unos indicadores de calidad institucional defectuosos; la existencia de endogeneidad en las relaciones bajo análisis; la elevada colinealidad entre las variables potencialmente explicativas y la potencial manifestación de variables omitidas, que pueden condicionar las relaciones estimadas (Alonso y Garcimartín, 2011; Pazmiño, Pacheco, Zumba y Mayorga, 2018).

Pinilla, Jiménez y Montero (2018) advierten que el efecto positivo del gasto público no se puede dar por real de manera absoluta. Otras variables modulan su eficacia social, como el nivel de desarrollo, el porcentaje de población urbana, factores culturales, el gasto privado, la orientación del gasto o la eficiencia de la actuación pública. En otro sentido, resulta arduo que las naciones se refieran a sí mismas y de la generalidad, lo que puede provocar un descarte de la significación social del sector público.

La investigación de Stawsky (2017) analiza de qué manera la distribución del gasto público se ve afectada por la corrupción. Mediante una muestra de 171 países en el período 2000-2015, los resultados conseguidos por la autora exponen que la corrupción disminuye el gasto público en educación y salud. Por otra parte, el gasto militar se acrecienta con la corrupción. En el sector de la

infraestructura no se observan resultados consistentes en relación con el impacto de la corrupción. No obstante, puede declararse que la calidad de la infraestructura se reduce conforme mayor se comporta la corrupción.

El presente estudio pretende determinar la relación entre el PIB per cápita, Calidad Institucional y Gasto Público mediante un panel de datos de 20 países de América Latina, donde el PIB per cápita representa la variable dependiente, así como el Gasto Público y Calidad Institucional que son sus principales variables explicativas del modelo, recaudadas de forma cuatrianual desde 1992 hasta el 2007.

## **DESARROLLO.**

### **Metodología.**

El método aplicado en esta investigación fue el método hipotético deductivo, puesto que se partió de la determinación de las variables PIB per cápita, Calidad Institucional y Gasto Público, bajo la hipótesis que plantea que el Gasto Público y la Calidad Institucional tienen un impacto significativo en el aumento del PIB per cápita, la cual fue fundamental para la aplicación del modelo econométrico que será procedido para la deducción de los resultados, a través de un análisis estadístico.

En este sentido, el presente trabajo es de tipo descriptivo, debido a que se requirió conocer el comportamiento y la tendencia de las variables expuestas, por lo que se inició descubriendo los datos que componen cada una de estas variables, para de esta forma determinar la influencia que tuvieron durante el período de análisis.

Para su estudio, la investigación se determinó bajo un enfoque cuantitativo de datos estadísticos que toma en cuenta la relación existente entre ellas, para ello, se realizará un análisis correlacional que mide el grado de influencia de la variable endógena PIB per cápita, con respecto a las variables exógenas Calidad Institucional y Gasto Público de Latinoamérica.

Por la características y complejidad de la investigación su diseño es No experimental, debido a que los datos fueron obtenidos de la organización ADM de Iberoamérica en unión con la Universidad de Cantabria, por lo que, el proceso investigativo no manipuló ninguna de las variables intencionalmente, siendo importantes para construir la base de datos, que se requirió en la aplicación del modelo, desarrollado en el paquete estadístico E-views 10, que permitirá el tratamiento de los datos.

Por otra parte, la información fue obtenida, a través de técnicas bibliográficas, ya que, fue necesario recopilar información secundaria de textos científicos, que proporcionan fundamentos teóricos para la aplicación de la metodología del modelo econométrico de vectores autorregresivos VAR.

La relación entre el PIB per cápita, Calidad Institucional y Gasto Público es desarrollada mediante un panel de datos de 20 países de América Latina, donde el PIB per cápita representa la variable dependiente, así como el Gasto Público y Calidad Institucional que son sus principales variables explicativas del modelo, recaudadas de forma cuatrianual desde 1992 hasta el 2007. De este modo, se estima la siguiente ecuación:

$$[[PIBpc]]_{it} = \beta_0 + \beta_1 [[GP]]_{it} + \beta_2 [[CI]]_{it} + \mu_{it}$$

Dónde:

$[[PIB pc]]_{it}$  representa el valor monetario de todos los bienes y servicios finales generados en el país, correspondientes a cada habitante en un año, reflejados a precios constantes en dólares del periodo presente. En el contexto internacional, los países con mayor PIB pc generalmente tienen una base material más amplia para impulsar el desarrollo educativo de su población.

$[[GP]]_{it}$  es el Gasto Público social presentado como porcentaje del PIB de los países de Latinoamérica, la cual genera un impacto positivo en el PIBpc, que de acuerdo con Gómez y Zarate (2010) establecen que el Gasto Público “permitan que aquellas personas con menores ventajas

económicas tengan la oportunidad de acceder a la educación. De esta forma se busca mejorar sus ingresos y darles mayores oportunidades en el mercado laboral” (p.30).

[[CI]]\_it es la Calidad Institucional en términos porcentuales que mide el grado de satisfacción de clientes y usuarios internos con base en valoraciones cuantitativas, de 20 países de América latina, que según North (1991), señala “la capacidad de éstas para establecer una estructura de incentivos que limite la incertidumbre y promueva la eficiencia mediante la reducción de los costes de transacción, facilitando así mejores resultados económicos”. (p.10) De este modo, la renta per cápita sería un determinante potencial de las mismas.  $\mu_{it}$  Representa el termino de perturbación.

Previa estimación de las variables se asume que los datos pueden estar anidados por países, aplicado sobre modelos de efectos fijos o aleatorios, identificado bajo la prueba de Hausman, donde se pretende comprobar la hipótesis: a mayor Gasto Público y Calidad Institucional en términos porcentuales influirán de forma positiva sobre el PIB pc, por ello, se espera obtener un coeficiente significativo y positivo para las variables exógenas mencionadas.

Para la construcción del modelo econométrico se utilizó un análisis de series multivariantes aplicadas en el modelo VAR, mediante datos de panel de las variables mencionadas, donde recoge la heterogeneidad inobservable que es independiente en el tiempo, siendo una ventaja sobre los datos temporales y transversales, en este sentido Perazzi y Merli (2013), establecen “toma en cuenta de manera explícita la heterogeneidad no observable, reduciendo el posible sesgo que ella genera, sin tener que recurrir a variables dicotómicas; el mejor aprovechamiento de la información; menor riesgo de colinealidad; permite estudiar dinámicas de ajuste”. (p.112)

La utilización de los datos de panel permite recoger con mayor precisión la variabilidad en los datos, tanto la existente entre individuos como la que existe a lo largo del tiempo, la cual es aplicada por



mínimos cuadrados generales, debido a la estructura de corte transversal y temporal que presentan las variables en varios años consecutivos.

Por otra parte, en el VAR las series deben estacionarias e integradas de distinto orden de integración, sin una relación de equilibrio a largo plazo, es decir donde no existe cointegración y con ello no presentan raíz unitaria, que Montero (2013), menciona “Una serie es estacionaria cuando su valor medio es estable. Por el contrario, es no estacionaria cuando sistemáticamente crece o disminuye en el tiempo” (p.1).

### **Modelos de efectos fijos.**

Los efectos fijos consideran que existe un término constante diferente para cada individuo, y supone que los efectos individuales son independientes entre sí, de manera que Perazzi y Merli (2013), señalan: El Modelo de efectos fijos asume que las diferencias entre los individuos pueden ser capturadas a través de diferencias en el término constante, lo que equivale a asumir estas variaciones como determinísticas. Así, efecto fijo significa  $cov=(x_{ij} Z_i) \neq 0$  Siendo que se trata de variables no observadas, la heterogeneidad individual se recoge a través de un conjunto de  $n-1$  variables dicotómicas ( $d_1$ ), cuyos coeficientes asociados  $\alpha_i$  indican las diferencias individuales con respecto al individuo de referencia y se estiman juntamente con las pendientes  $k$ . (p.124).

En otras palabras, el efecto fijo es indistinguible de cualquier otra variable que no varía por individuos e incorpora a los efectos individuales como variables explicativas lo que implica una considerable pérdida de grados de libertad y con ello multicolinealidad entre los regresores, sin embargo, estos deben ser significativos, positivos o negativos, los cuales van de acuerdo con su relación macroeconómica.

**Modelo de efectos aleatorios.**

Los efectos aleatorios consideran que los efectos individuales no son independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado, siendo el más utilizado. En este contexto Rosales (2010), menciona que “Utiliza un error aleatorio en el tiempo, un error aleatorio en las unidades sociales, y un error que depende del tiempo pero que es aleatorio, con el fin de proporcionar estimaciones eficientes y no sesgadas de los coeficientes de regresión” (p.24).

El factor determinante de los efectos aleatorios es que los grupos considerados son extracciones muestrales de una población más grande, la cual puede resultar más apropiado considerando que los términos constantes específicos de cada unidad están aleatoriamente distribuidos entre los grupos.

Dentro del presente contexto, los estimadores del modelo son inconsistentes, de tal forma, los coeficientes de las variables deben ser significativos y presentar el signo esperado según su relación en el modelo. Gujarati y Porter (2010), establece que “El modelo de efectos aleatorios es consistente, aunque el verdadero modelo sea el estimador agrupado. Sin embargo, si el verdadero modelo es de efectos fijos, el estimador de efectos aleatorios es inconsistente”. (p.603)

**Test de especificación de Hausman.**

A la hora de elegir el método de estimación de un modelo de componentes de error de un solo factor, juega un papel importante la existencia de correlación entre los regresores y los términos de error, utilizado para determinar si los determinantes del modelo de datos de panel son más consistentes teniendo como base el modelo de efectos fijos o, por otra parte, teniendo como base el modelo de efectos aleatorios que debe ser determinada bajo la hipótesis que plantea: La hipótesis nula para el contraste de Hausman es que el error específico del grupo no está correlacionado por lo que el modelo de efectos aleatorios es preferible al modelo de efectos fijos. Es así que un p-valor por debajo del nivel de significancia establecido para este contraste indica que los estimadores obtenidos por el

modelo de efectos aleatorios son inconsistentes y es preferible usar el modelo de efectos fijos (Romo, 2016, p.35).

En efecto, los coeficientes de las variables deben ser significativos y presentar el signo esperado, que va de acuerdo con su relación económica de tal manera, presenten autocorrelación serial positiva, y mediante aquello, se pueda determinar el modelo que mejor se ajuste y predice a los datos, sea de efectos fijos y aleatorios, caso contrario al no presentar significancia entre las variables, no se podrá estimar.

De esta manera la prueba de Hausman puede ser interpretado como un test de validez, donde Roitman (2005), señala “Es recomendable la realización de este test ya que el estimador de efectos fijos es siempre consistente y el estimador de efectos aleatorios solo lo es cuando las variables explicativas no están correlacionadas con el término aleatorio”. (p.5)

### **Modelos Var con datos de panel.**

Una vez identificado el modelo que mejor predice la variable, es fundamental aplicarla sobre los modelos VAR para ello, el término autorregresivo de acuerdo con Gujarati y Porter (2010), se refiere a” la aparición del valor rezagado de la variable dependiente en el lado derecho, y el término vector se atribuye a que trata con un vector de dos o más variables” (p.784). La misma posee una gran ventaja de predicción a partir de un sistema de ecuaciones, donde una variable puede predecir a la otra variable en el corto, siendo ambas interrelacionadas, de tal forma las series son estacionarias.

Por otra parte, el estimador es consistente siempre que los términos de error sean innovaciones, es decir, procesos ruido blanco, pues en tal caso, estarán correlacionados con las variables explicativas, donde las series sean estacionarias y con ello no presenten raíz unitaria, la cual no podrá ser identificada en el análisis gráfico, debido a que no son interpretables por sus series de panel. Novales (2017), afirma: Un modelo VAR no se estima para hacer inferencia acerca de coeficientes de variables

individuales. Precisamente la baja precisión en su estimación desaconseja cualquier análisis de coeficientes individuales. Tiene mucho sentido, por el contrario, el análisis conjunto de los coeficientes asociados a un bloque de retardos en una determinad (p.9).

En un modelo VAR todas las variables son tratadas simétricamente, siendo explicadas por el pasado de todas ellas, las mismas, tienen tantas ecuaciones como variables, y los valores retardados de todas las ecuaciones aparecen como variables explicativas en todas las ecuaciones.

### **Estacionariedad en las series.**

Para identificar la estacionariedad en las series, es fundamental trabajarlas en logaritmos por ser variables económicas, para ello, se realizará un contraste de raíz unitaria en panel de datos, por lo que Albarrán (2010) afirma: “El proceso será estacionario para el individuo  $i$  si  $\rho_i = 1$  Cuando dos procesos son no estacionarios, pueden estar correlacionados (espuriamente) sólo por serlo. cuando se estudian varias variables en una serie temporal larga, debe analizarse si están cointegradas” (p.23); es decir, si siguen relacionadas descontando el efecto de la no estacionariedad.

Para ello se utiliza cuatro tipos de pruebas que incluyen los test de Levin, Lin y Chu, pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y una complementaria Hadri, las cuales son fundamentales para determinar la falta de raíz unitaria dando la alternativa de estacionariedad, usando así la dimensión de sección cruzada de datos de panel para aumentar el poder de los contrastes de raíces unitarias que están basados en una simple extracción de la población bajo consideración.

### **Contrastes de raíces unitarias de paneles.**

Para determinar la estacionariedad y presencia de raíces unitarias se lo realiza a través de pruebas de Levin, Lin y Chu, Breitung y Hadri que suponen que hay un proceso de raíz unitaria común, por lo que es idéntico en todas las secciones. Las dos primeras pruebas emplean una hipótesis nula de una raíz unitaria, mientras que la prueba Hadri utiliza una hipótesis nula o no unidad, por lo que la

aproximación básica para contrastar raíces unitarias es considerar una versión modificada de la ecuación incluyendo una única variable. Bajo la fórmula planteada, Valdés, Durán y Fraire (2013) mencionan que: El contraste Levin, Li y Chu supone que  $\epsilon_{it}$  son independientes y normalmente distribuidas –de esa forma los procesos individuales para cada  $i$  son secciones cruzadas independientes y no hay autocorrelación, y  $\rho_{it}=\rho$  para todo  $i$ . La última suposición implica homogeneidad, pues se supone que cada proceso específico individual es el mismo a través de todas las unidades de sección cruzada del panel. La primera suposición asegura que no hay cointegración entre pares o grupos de individuos en las secciones cruzadas (p.5).

Levin Li Chu plantean que en todos los casos la hipótesis nula es  $H_0: \rho_i=1$  contra la alternativa  $H_1: \rho_i<1$ . Así, bajo la nula todas las series en el panel contienen una raíz unitaria, mientras la alternativa es que todas las series son estacionarias, siendo fundamental para la determinación del modelo Var. Por otra parte, Harris y Tzavalis (1999), muestran que “la suposición en LLC de que  $T \rightarrow \infty$  produce estimadores con propiedades de menor poder, especialmente cuando  $T$  es menor que 50. Sugieren contrastar para raíces unitarias de panel cuando  $T$  es fijo con una muestra pequeña”. (p.27) Donde mantiene una relación con el método usado para estimar modelos de panel con efectos fijos.

### **Prueba de Raíces Unitarias de Hadri.**

La prueba de la raíz unitaria del panel Hadri es similar a las demás pruebas mencionadas, sin embargo, esta plantea que existe estacionariedad en las series, basándose en los residuos de las regresiones individuales en una constante y en una tendencia, de esta manera se establece: La prueba de la raíz unitaria del panel de Hadri experimenta una distorsión de tamaño significativa en presencia de autocorrelación cuando no hay una raíz unitaria. En particular, la prueba de Hadri parece rechazar en exceso el nulo de la estacionariedad y puede producir resultados que contradigan directamente los obtenidos mediante el uso de estadísticas de pruebas alternativas (Eview, 2019).

### **Las pruebas de Maddala y Wu.**

Las pruebas de Maddala y Wu permiten determinar la estacionariedad de las series, combinando los niveles de significación para rechazar la nula obtenida cuando se estima un contraste de raíz unitaria para cada sección cruzada separadamente. Campo (2012), señala: Permiten la heterogeneidad entre los individuos de los datos del panel. Estas pruebas de raíces unitarias para panel tienen su fundamento en las pruebas desarrolladas para series de tiempo, pero tienen una ventaja sobre estas últimas, y es que al combinar series de tiempo y datos de corte transversal se obtienen más grados de libertad lo cual mejora las propiedades de los estimadores, y además corrigen la heterogeneidad no observada (p.5); por lo cual se realizan los 4 primeros contrastes para determinar la estacionariedad de la serie y con ello la no presencia de raíces unitarias que conlleva a la aplicación del modelo VAR, analizada a través de valor de probabilidad.

### **Estimación de modelos de cointegración de panel.**

El contraste para cointegración en datos de panel tiene los mismos efectos beneficiosos en términos de poder que están presentes cuando se contrasta para raíces unitarias usando datos de panel, donde Montero (2013), afirma “el bajo poder de los contrastes convencionales cuando se aplica a series de moderada longitud puede mejorarse usando la información acumulada a través de los  $i$  miembros de un panel”. (p.25)

Para ello se utiliza el contraste de Pedroni en el que se construye tres pruebas no paramétricas que intentan corregir correlación serial, un estadístico de razón de varianzas no paramétrico y una prueba análoga al estadístico-rho de Phillips-Perron (PP). También construye cuatro estadísticos paramétricos similares al contraste tipo ADF que permiten que el número de retardos en el modelo sea estimado directamente.

Como argumenta Pedroni (2001), “el estimador es asintóticamente sesgado y su distribución depende de los parámetros de ruido (regresores que no pertenecen al verdadero proceso generador de datos) asociados con las dinámicas subyacentes a los procesos que determinan  $x$  e  $y$ ”. (p.29) Por lo que las presentes pruebas son aplicables con datos de panel, donde se pretende determinar el modelo que mejor se ajustó a los datos, bajo las características de estacionariedades o no estacionariedad en las series, las cuales son procedidas a la estimación de estas.

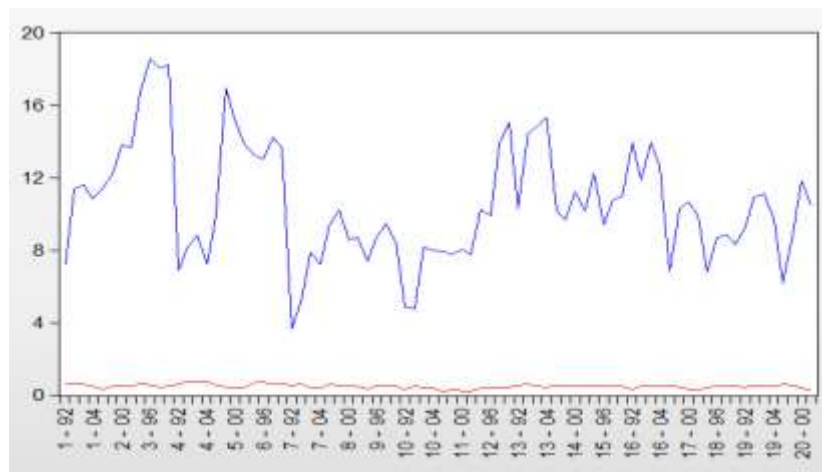
Por lo tanto, dentro del contexto de datos no estacionarios y análisis de cointegración, hay importantes ventajas derivadas de los datos de panel que van desde una dimensión de sección cruzada a la dimensión de series temporales, de manera que, se puede tratar la no estacionariedad de las series temporales con y combinado con un mayor número de datos y poder que el que aporta la sección cruzada.

## Resultados.

### • *Análisis gráfico de las series.*

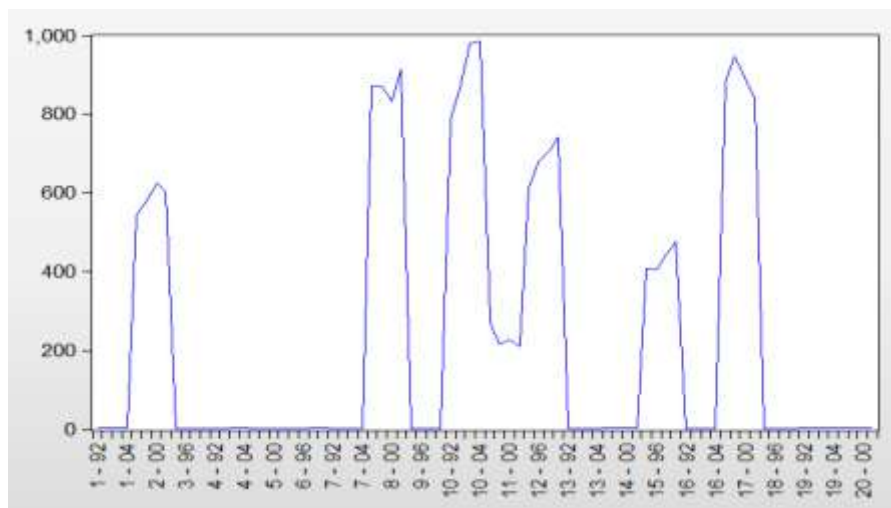
Se procedió a analizar por separado las variables exógenas Calidad Institucional (CI) y Calidad del Gasto Público (GP) debido a que están medidas en porcentaje, mientras que la variable endógena PIB per cápita (PIBpc) está medida en dólares.

Gráfico 1: Comportamiento de las variables exógenas. Fuente: Elaboración propia.



La línea azul representa el comportamiento del Gasto Público como porcentaje del PIB de los 20 países de América Latina, mientras que la línea roja refleja el comportamiento de la variable Calidad Institucional.

Gráfico 2: Comportamiento de la variable endógena. Fuente: Elaboración propia.



Se observa que los países 4, 5, 6, 9, 13, 19 y 20 que corresponden a Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Jamaica, Uruguay y Venezuela respectivamente, presentan PIB per cápita bajos; sin embargo, casos como Chile y Uruguay pueden ser explicados debido a que la moneda de estos países es débil con respecto al dólar y la conversión, a priori, no refleja el valor real.

• ***Determinación de efectos fijos o aleatorios y detección de regresión espuria.***

Uno de los principales problemas que hay que observar en los modelos con datos panel es corregir la heterogeneidad inobservable; la cual, independientemente del tiempo, detecta si entre los individuos hay heterogeneidad. En primer lugar, se estima un modelo con datos anidados, es decir, un modelo de regresión lineal normal:



Tabla 1: Modelo de regresión lineal con datos anidados.

Variable	Coefficiente
CI	-717.8982** (-2.295665)
GP	-17.11972 (-1.462306)
C	742.1729*** (3.941959)

Nota: Estadístico T entre paréntesis. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ;  $p < 1$  sin asteriscos. Calidad Institucional (CI). Calidad del Gasto Público (GP). Constante del modelo (C). Fuente: Elaboración propia.

La estimación del modelo con datos anidados no arrojó los signos esperados, ya que se esperaba una relación directa de ambas variables exógenas con la variable endógena PIB per cápita y, adicionalmente, la variable GP no es significativo.

Los resultados de los signos obtenidos, es una señal de que el modelo estimado con datos anidados no detecta la heterogeneidad inobservable, por ello se debe estimar un modelo con datos de panel, donde se especifique en la sección cruzada un modelo con efectos fijos y aleatorios.

Tabla 2: Modelo de regresión con efectos fijos.

Variable	Coefficiente
CI	96.68875* (1.987883)
GP	7.984927*** (3.428379)
C	103.1346 *** (2.746406)
R-cuadrado	0.995333
Estadístico Durbin-Watson	1.468876
Estadístico F	589.0701***

Nota: Estadístico T entre paréntesis. \*\*\* $p < 0,01$ ; \* $p < 0,1$ . Calidad Institucional (CI).

*Fuente: Elaboración propia.*

### **Calidad del Gasto Público (GP). Constante del modelo (C).**

Al aplicar una estimación con efectos fijos, se observa que se obtuvo un modelo donde las variables presentaron los signos esperados; sin embargo, la variable CI no es significativa. Por otra parte, el valor del estadístico D-W es mayor que el coeficiente de determinación R-cuadrado, por ende, existe una relación económica entre las variables del modelo. El valor de la prueba F determina que la ecuación estimada es estadísticamente significativa.

Tabla 3: Modelo de regresión con efectos aleatorios.

Variable	Coficiente
CI	90.60787** (1.867400)
GP	7.984927*** (3.311931)
C	109.1225 (1.264332)
R-cuadrado	0.132798
Estadístico Durbin-Watson	1.074909
Estadístico F	5.895671***

Nota: Estadístico T entre paréntesis. \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ;  $p < 0,1$  sin asteriscos.

Fuente: Elaboración propia.

### **Calidad Institucional (CI). Calidad del Gasto Público (GP). Constante del modelo (C).**

Al aplicar una estimación con efectos aleatorios, se observa que se obtuvo un modelo donde las variables presentaron los signos esperados y todas son significativas, por lo que a priori, este modelo es quien mejor explica el comportamiento de los datos. Por otra parte, el valor del estadístico D-W es mayor que el coeficiente de determinación R-cuadrado, por ende, no existe regresión espuria. Por último, los valores de las pruebas F y T determinan que la ecuación estimada es estadísticamente

significativa; sin embargo, para asegurar que la ecuación que mejor explica el comportamiento de las variables es la que se estima con efectos aleatorios, es necesario aplicar el test de Hausman:

Tabla 4: Test de Hausman.

Resumen del test	Estadístico Chi- Cuadrado
Efectos aleatorios en la sección cruzada.	3.391402

Nota:  $p < 0,1$  sin asteriscos. Fuente: Elaboración propia.

El test de Hausman corrobora que el modelo que mejor explica el comportamiento de los datos es el modelo con efectos aleatorios. Por lo que la ecuación del mismo sería:

$$\text{PIBpc} = 109,12 + 90,61\text{CI} + 7,99\text{GP}$$

Homogeneidad en varianzas.

En las series estudiadas se observó:

Tabla 5: Homogeneidad en varianzas de las series.

	Serie PIBpc	Serie CI	Serie GP
Método	Valor	Valor	Valor
Bartlett	301.3234***	2.439262	4.046320
Levene	34.41433***	1.222493	3.379296**
Brown-Forsythe	26.41609***	1.059563	2.799686**

Nota: \*\*\* $p < 0,01$  \*\* $p < 0,05$ ;  $p < 1$  sin asteriscos. Calidad Institucional (CI). Calidad del Gasto Público (GP). PIB per cápita (PIBpc). Fuente: Elaboración propia.

Al realizar el análisis bajo el contraste de Levene en las series, observamos que es necesario estabilizar la serie en varianzas de las variables PIBpc y GP. Para corroborar lo determinado por el método de Levene, los métodos de Barlett y Brown-Forsythe, también indican que es necesario

estabilizar la serie en varianzas; sin embargo, al estar trabajando con series económicas, se trabajará todas las variables en logaritmos.

• **Orden de integración de las variables.**

En la serie logarítmica PIBpc se observó:

Tabla 6: Orden de integración de la variable Log (PIBpc) en niveles.

Método	Estadístico
Levin, Lin & Chu	-75.6895***
DFA – Fisher Chi-cuadrado	99.7903***
PP – Fisher Chi-cuadrado	127.839***

Nota: \*\*\* $p < 0,01$  sin asteriscos. Dickey-Fuller Aumentado (DFA). Phillips Perron (PP). Fuente:

Elaboración propia.

Los contrastes Levin, Lin & Chu; DFA – Fisher Chi-cuadrado y PP – Fisher Chi-cuadrado indican que la serie no presenta raíces unitarias, es decir, es estacionaria. Siguiendo la metodología para modelos VARMA, y al determinar que la variable PIB per cápita es estacionaria, se procederá a estimar un modelo VAR.

• **Número de retardos óptimos.**

Se procede a obtener el número de retardos óptimos con los que se estimará el modelo Var definitivo:

Tabla 7: Número de retardos óptimos.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-54.00600	NA	0.060038	5.700600	5.849960	5.729756
1	79.61917	213.8003*	2.36e-07*	-6.761917*	-6.164477*	-6.645290*
2	88.61508	11.69469	2.55e-07	-6.761508	-5.715989	-6.557412
3	95.78203	7.166954	3.75e-07	-6.578203	-5.084605	-6.286637

Nota: Retrasos (Lag); Logaritmo del retraso (LogL); Prueba de razón de verosimilitud modificada secuencial (LR); Error de las predicciones finales (FPE); Información de criterios Akaike (AIC); Criterio Schwartz (SC); Criterio de información Hannan-Quinn (HQ). Fuente: Elaboración propia.

Siguiendo la metodología para la estimación de modelos VARMA, el número óptimo de retardos se encuentran en la fila que posee el mayor número de asteriscos, por lo tanto, el número óptimo de retardos es 1.

• *Estimación del modelo VAR.*

Una vez determinado el número de retardos óptimos el modelo VAR estimado fue:

Tabla 8: Estimación del modelo VAR.

Variable dependiente	LOGPIBPC	LOGCI	LOGGP
	COEFICIENTES		
LOGPIBPC(-1)	0.995819*** (203.371)	-0.012290 (-1.25681)	0.002375 (0.24517)
LOGCI(-1)	0.027395 (0.65157)	0.684579*** (8.15306)	-0.015556 (-0.18701)
LOGGP(-1)	0.031759** (2.26206)	-0.103298 *** (-3.68417)	1.014935*** (36.5394)
AIC	-1.782598	-0.399271	-0.418046

Nota: \*\*\* $p < 0,01$ ; \*\* $p < 0,05$ ;  $p < 1$  sin asteriscos. Errores estándares T entre paréntesis. Fuente:

Elaboración propia.

Información de criterios Akaike (AIC); Logaritmo de PIB per cápita (LOGPIBPC); Logaritmo de la Calidad Institucional (LOGCI); Logaritmo del Gasto Público (LOGGP).

Bajo el valor de Akaike, se observa que la variable que más rápido corre en el tiempo es la variable que se tomó como puramente endógena. Por lo tanto, el orden de colocación de las variables para estimar el modelo VAR fue el correcto.

• *Función impulso respuesta.*

En el análisis de la función impulso respuesta, se observó:

Tabla 9: Función impulso respuesta.

Respuesta de LOGPIBPC		
Periodo	LOGCI	LOGGP
<i>Fuente: Elaboración</i>	<i>Fuente: Elaboración propia.</i>	<i>Fuente: Elaboración propia.</i>
<i>Fuente: Elaboración propia.</i>	<i>Fuente: Elaboración propia.</i>	<i>Fuente: Elaboración propia.</i>
1	0.000000	0.000000
2	0.003540	0.005263
3	0.005491	0.010115
4	0.006354	0.014704
5	0.006470	0.019135
6	0.006072	0.023479
7	0.005317	0.027784
8	0.004311	0.032085
9	0.003129	0.036403
10	0.001820	0.040757
Respuesta de LOGCI		
Periodo	LOGPIBPC	LOGGP
1	0.057673	0.000000
2	0.029672	-0.017119
3	0.010396	-0.029159
4	-0.002944	-0.037750
5	-0.012247	-0.044000
6	-0.018808	-0.048666
7	-0.023505	-0.052262
8	-0.026940	-0.055140
9	-0.029521	-0.057538
10	-0.031524	-0.059618
Respuesta de LOGGP:		
Periodo	LOGPIBPC	LOGCI
1	0.083442	-0.047796
2	0.084021	-0.051381
3	0.085053	-0.054183
4	0.086408	-0.056460
5	0.087997	-0.058387

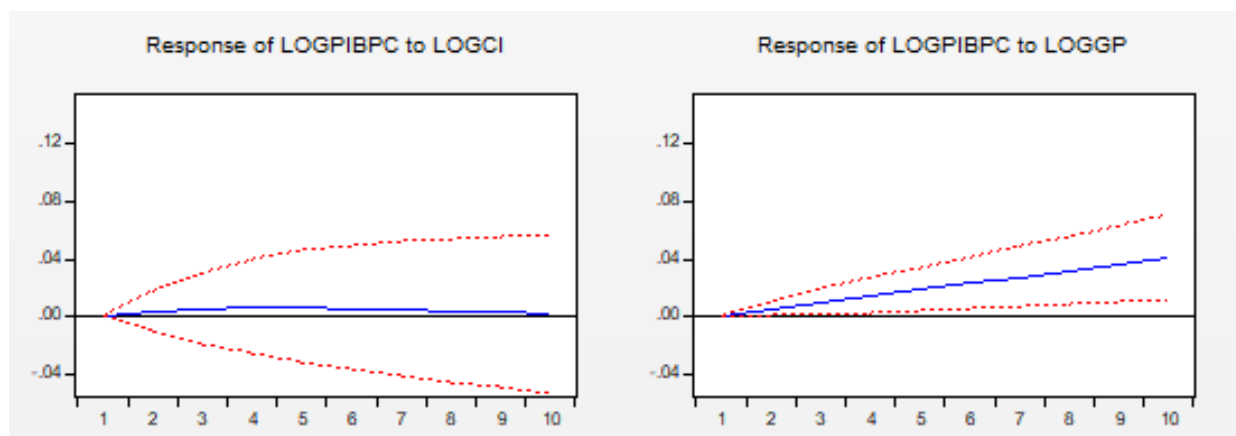
6	0.089759	-0.060086
7	0.091655	-0.061638
8	0.093656	-0.063100
9	0.095745	-0.064509
10	0.097910	-0.065892

Nota: Logaritmo de PIB per cápita (LOGPIBPC); Logaritmo de la Calidad Institucional (LOGCI);

Logaritmo del Gasto Público (LOGGP). Fuente: Elaboración propia.

Como los datos fueron recopilados de forma anual la tabla presenta, en 10 periodos, la respuesta de las variables ante choques positivos en el largo plazo, ya que estos 10 periodos representan el lapso de 10 años.

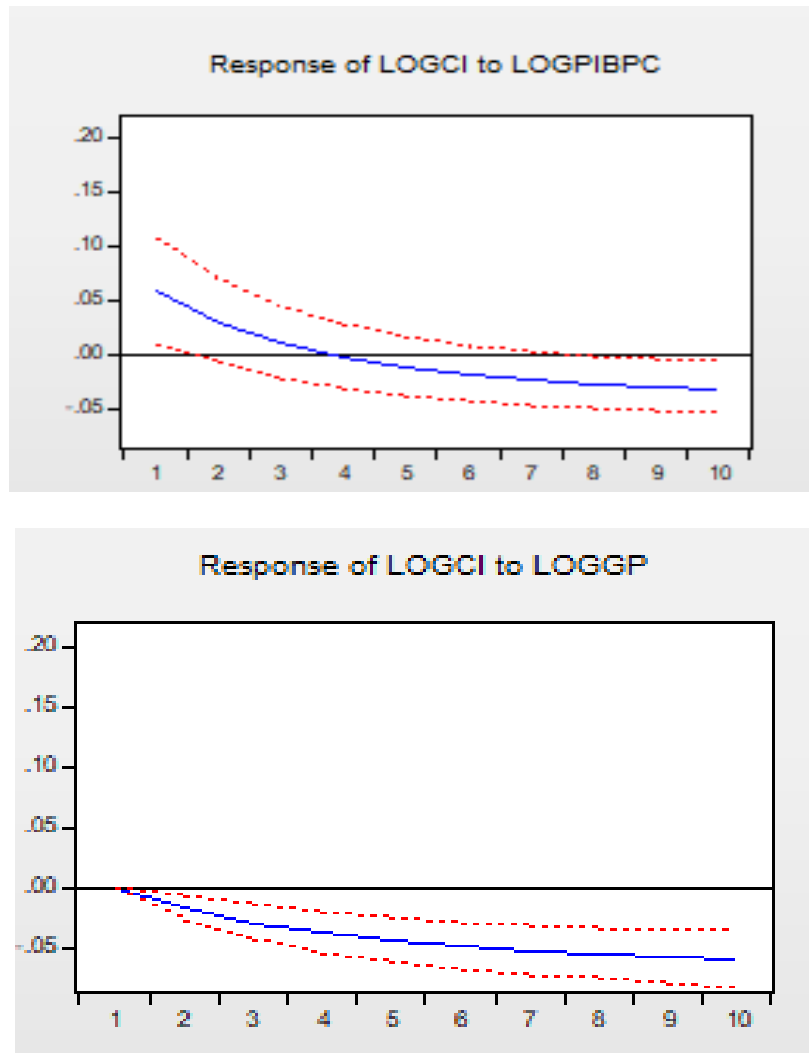
Gráfico 3: Función impulso respuesta del PIB per cápita a la Calidad Institucional y al Gasto Público



Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina que; un choque positivo en el PIB per cápita producirá fluctuaciones en el largo plazo en la Calidad Institucional con un ligero crecimiento de aproximadamente un 0,01%; y al Gasto Público con un crecimiento de hasta un 4,1%.

Gráfico 4: Función impulso respuesta de la Calidad Institucional al PIB per cápita y al Gasto Público.

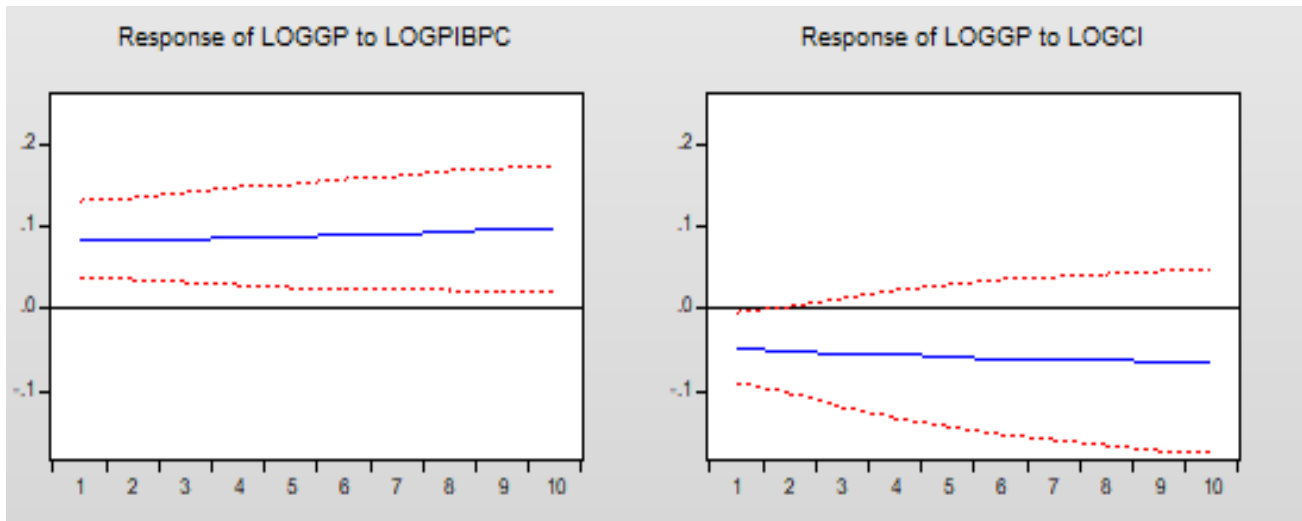


Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina que: un choque positivo en la Calidad Institucional producirá fluctuaciones en el largo plazo en el PIB per cápita con decrecimiento de un 3,15%; y al Gasto Público con un decrecimiento de hasta un 5,96%.



Gráfico 5: Función impulso respuesta del Gasto Público al PIB per cápita y a la Calidad Institucional.



Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina que; un choque positivo en el Gasto Público producirá fluctuaciones en el largo plazo en el PIB per cápita con crecimiento de un 9,8%; y en la Calidad Institucional con un decrecimiento de hasta un 6,59%.

• **Descomposición de la varianza.**

En el análisis de la descomposición de la varianza se observó:

Tabla 10: Descomposición de la varianza.

Descomposición de la varianza de LOGPIBPC		
Periodo	LOGCI	LOGGP
1	0.000000	0.000000
2	0.064067	0.141667
3	0.140150	0.426964
4	0.197711	0.824271
5	0.230523	1.314729
6	0.241509	1.886457
7	0.236323	2.531358
8	0.220769	3.243359
9	0.199876	4.017424
10	0.177679	4.849022
Descomposición de la varianza de LOGCI		

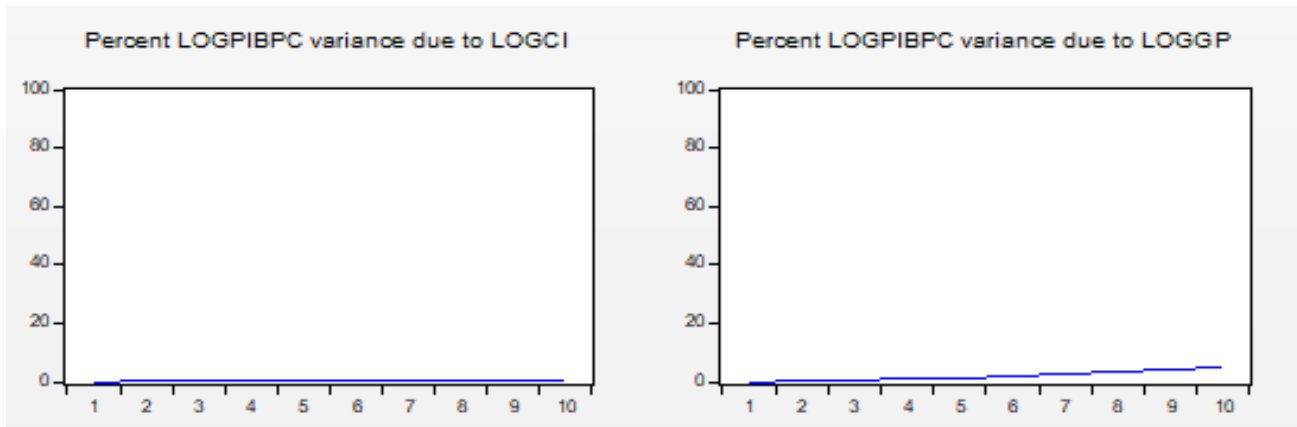
Periodo	LOGPIBPC	LOGGP
1	8.891393	0.000000
2	7.534988	0.524971
3	6.553083	1.736520
4	5.982141	3.553867
5	5.787902	5.828118
6	5.896736	8.395813
7	6.225665	11.11472
8	6.700664	13.87755
9	7.263638	16.61114
10	7.872554	19.26956
Descomposición de la varianza de LOGGP:		
Periodo	LOGPIBPC	LOGCI
1	18.96476	6.222427
2	18.76984	6.591919
3	18.62702	6.888129
4	18.52422	7.125320
5	18.45228	7.315534
6	18.40424	7.468539
7	18.37481	7.592098
8	18.35994	7.692308
9	18.35655	7.773936
10	18.36224	7.840701

Nota: Logaritmo de PIB per cápita (LOGPIBPC); Logaritmo de la Calidad Institucional (LOGCI);

Logaritmo del Gasto Público (LOGGP). Fuente: Elaboración propia.

La descomposición de la varianza indica el comportamiento de las variables estudiadas en el largo plazo, por lo que se puede determinar que:

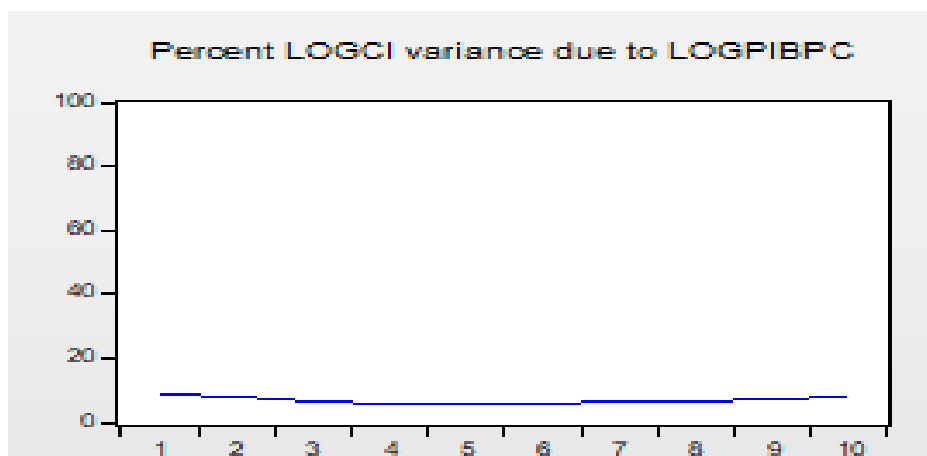
Gráfico 6: Porcentaje de variación del PIB per Cápita debido a la Calidad Institucional y al Gasto Público.

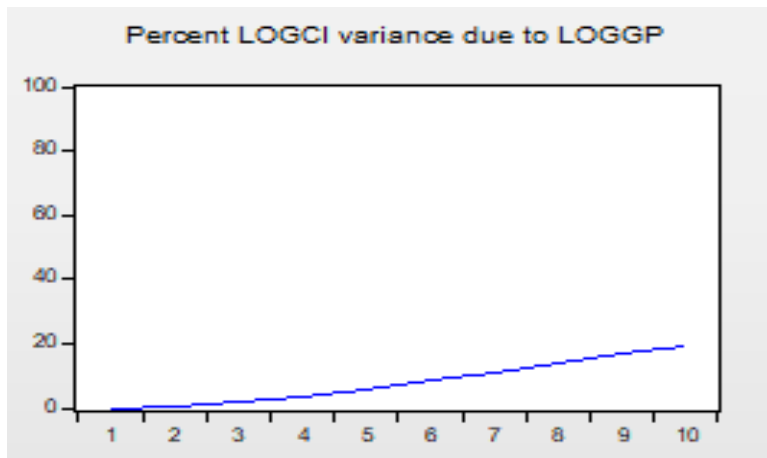


Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina que; un shock en Calidad Institucional producirá una fluctuación en el PIB per cápita de hasta un 0,18% en el largo plazo. Mientras que un shock en el Gasto Público producirá una fluctuación en el PIB per cápita de hasta un 4,85% en el largo plazo.

Gráfico 7: Porcentaje de variación de la Calidad Institucional debido al PIB per Cápita y al Gasto Público.

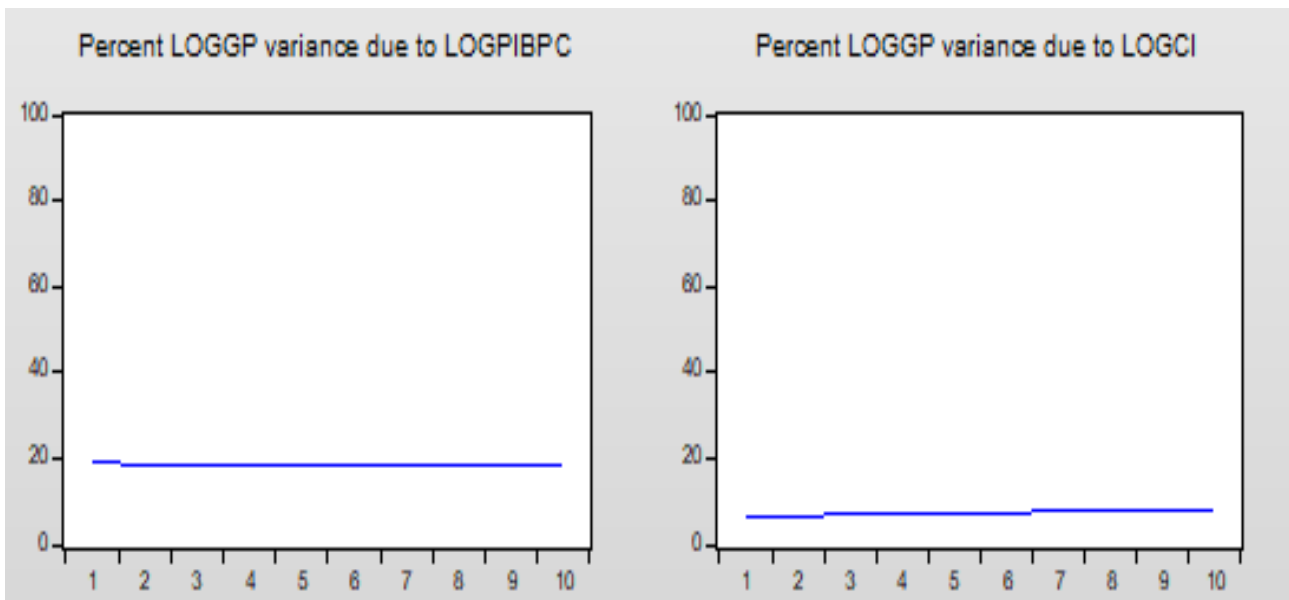




Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina qué; un shock en el PIB per cápita producirá una fluctuación en la Calidad Institucional de hasta un 7,87% en el largo plazo. Mientras que un shock en el Gasto Público producirá una fluctuación en la Calidad Institucional de hasta un 19,27% en el largo plazo.

Gráfico 7: Porcentaje de variación del Gasto Público debido al PIB per Cápita y a la Calidad Institucional.



Fuente: Elaboración propia.

Según los valores encontrados en la tabla y lo observado en el gráfico se determina que un shock en el PIB per cápita producirá una fluctuación en el Gasto Público de hasta un 18,36% en el largo plazo. Mientras que un shock en la Calidad Institucional producirá una fluctuación en el Gasto Público de hasta un 7,84% en el largo plazo.

• **Causalidad en el sentido de Granger.**

Tabla 11: Causalidad en el sentido de Granger.

Hipótesis Nula	Observaciones	Estadístico F
LOGCI No Causa En El Sentido Granger A LOGPIBPC	40	4.78479**
LOGPIBPC No Causa En El Sentido Granger A LOGCI		2.19032
LOGGP No Causa En El Sentido Granger A LOGPIBPC	40	4.72742**
LOGPIBPC No Causa En El Sentido Granger A LOGGP		0.20566
LOGGP No Causa En El Sentido Granger A LOGCI	40	4.65348**
LOGCI No Causa En El Sentido Granger A LOGGP		2.60833*

Nota: \*\* $P < 0,05$ ; \* $P < 0,1$ ;  $P < 1$  Sin Asteriscos. Logaritmo De PIB Per Cápita (LOGPIBPC);

Logaritmo De La Calidad Institucional (LOGCI); Logaritmo Del Gasto Público (LOGGP). Fuente:

Elaboración Propia.

Bajo los valores de la probabilidad del estadístico F se determina que:

- La Calidad Institucional si causa en el sentido de Granger al PIB per cápita.
- El PIB per cápita no causa en el sentido de Granger a la Calidad Institucional.
- El Gasto Público si causa en el sentido de Granger al PIB per cápita.
- El PIB per cápita no causa en el sentido de Granger al Gasto Público.

- El Gasto Público si causa en el sentido de Granger a la Calidad Institucional.
- La Calidad Institucional si causa en el sentido de Granger al Gasto Público.

Por tanto, se observa que existe una causalidad entre las variables exógenas escogidas y el modelo.

### **Discusión.**

Varias investigaciones han determinado la relación entre el PIB per cápita, Calidad Institucional y Gasto Público en naciones de América Latina.

Egas (2013) examina el abastecimiento de servicios de salud a cargo de la Red Pública del Ministerio de Salud en Ecuador. Para ello parte de las políticas circunscritas en el Plan Nacional del Buen Vivir trazadas por la Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo (SENPLADES) que concuerdan con las metas de la Constitución del Ecuador de 2008. El autor concluye que producto del proceso de cambio y reestructura del MSP se han delineado varios programas que respaldan la optimización en la calidad del servicio sanitario a escala de país, para lo cual se evalúan factores medulares como los aumentos en los salarios de los profesionales de la salud, acompañados de la nueva jornada laboral, así como también criterios de calidad desde el usuario externo y la entidad rectora en Ecuador.

Armijo y Espada (2014) sostienen que la calidad del gasto público incluye aquellos componentes que permiten una utilización eficaz y eficiente de los recursos públicos, con los objetivos de incrementar el potencial de crecimiento de la economía y, en el caso individual de Latinoamérica y El Caribe, de testificar grados crecientes de equidad distributiva. La medición de la calidad del gasto público debe incluir la multidimensionalidad de los elementos que impactan en la consecución de los objetivos macroeconómicos y de política fiscal.

Quiñonez (2015), precisa los resultados de la política expansiva empleados por el presidente Rafael Correa en el período 2007-2012, como mecanismo de incremento del gasto público. La autora concluye que, en el primer trimestre de 2012, la economía creció un 4,80%, y fue el sector no petrolero

el que consiguió un mayor incremento con 6,90%, mientras que el sector petrolero solo alcanzó un 2,50%. Estos resultados perceptibles se hacen acompañar por una excelente política de redistribución de la riqueza, que permite dejar atrás esos elevados porcentajes de extrema pobreza.

En tanto, Krause (2016), indica que los recursos se injertan en busca de sus empleos más preciosos, y ese movimiento seguirá manifestándose en tanto se muestren esas diferencias y hasta que dejen de existir. Por ende, las cambiantes condiciones conservan ese proceso en permanente movimiento, pero en el fondo con esa propensión. Desde esta perspectiva, el talento humano se convierte en recurso productivo que se mueve ansiando esas óptimas condiciones.

Moreno (2017) determina e identifica los impactos de la política fiscal en Ecuador de las cuentas de gasto corriente, gasto de capital e ingreso por impuestos sobre el PIB en el periodo comprendido entre 2000 y 2015, empleando información pública institucional con frecuencia trimestral. El análisis se ejecuta a través del establecimiento de un modelo de vectores autorregresivos estructurales con rezagos definidos para las 4 series de tiempo bajo análisis. Los primordiales resultados muestran que los shocks fiscales dirigidos a través del gasto de capital poseen un efecto multiplicador de 0,37 y es la cuenta de mayor incidencia sobre el PIB. En contraste, los shocks del gasto corriente poseen un multiplicador sobre el PIB de 0,11. Los efectos del primero resultan visibles a corto y mediano plazo, mientras que el segundo solo presenta efectos a corto plazo, si bien estos resultan de baja intensidad. Un shock fiscal por el lado de los impuestos posee efectos en el mediano plazo con un multiplicador de 0,12; o sea, una reducción en los impuestos representa un incremento en el PIB.

El trabajo de Soriano (2018), puntualiza la contribución del gasto público agropecuario al PIB sectorial en Ecuador en el periodo 2000-2017, con la intención de establecer una relación cualitativa entre la asignación de recursos del Estado y su contribución al crecimiento del sector agropecuario por cada período presidencial.

El autor confeccionó una metodología que recoge un análisis cualitativo de las principales variables que inciden sobre el crecimiento del sector agropecuario, a través de un diseño de investigación flexible. Los resultados muestran una disminución del gasto público agropecuario en promedio en los últimos cuatro periodos presidenciales, así como una reducción del PIB sectorial durante los mismos periodos investigados. Un contexto similar se manifiesta en el desenvolvimiento de la fuerza laboral agropecuaria. Se concluye que el aumento del gasto público contribuye al PIB agropecuario.

Otro estudio realizado por Freire (2019) busca como fin conocer la afectación del gasto público en el producto interno bruto (PIB) en el período 2003-2017, por otro lado, se evalúa la evolución del gasto público y el producto interno bruto (PIB), representado por el crecimiento económico de Ecuador. De igual forma, mediante un modelo econométrico de vectores autorregresivos (VAR), el autor conoce si existe o no una relación entre las variables de estudio. Se concluye que existe una correlación de 99.08 % entre las variables.

Barona (2019) calcula el comportamiento del gasto público y la categoría de las instituciones de educación superior estatales del Ecuador en el período 2013-2017. La autora concluye que las universidades juegan el papel de diseñar y programar el presupuesto de gastos, de esta forma se han encontrado limitaciones en la asignación de recursos en función de su estructura funcional, donde solo se toma en consideración escasos grupos funcionales para la asignación y codificación de recursos. En cuanto a la distribución de recursos por grupo de gasto se determinan recursos en ítems presupuestarios que después no son ejecutados.

## **CONCLUSIONES.**

Latinoamérica debe dejar atrás la tendencia procíclica del gasto. Tras haber sido contenido apropiadamente a inicios de la actual recuperación económica, el incremento del gasto se aceleró en términos reales en los últimos años, en función de la política fiscal procíclica que ha identificado



habitualmente a la zona. Para disminuir la tendencia procíclica del gasto se requerirá reforzar la voluntad política de circunscribir su extensión en las fases de auge. En este espacio, sería conveniente diseñar límites máximos al crecimiento del gasto y posibilitar que estabilizadores automáticos del lado de los ingresos actúen libremente, hasta como mecanismo de señal del compromiso del gobierno de conservar la disciplina fiscal.

Para que el presupuesto se traduzca en mayor eficiencia y eficacia del gasto se necesita una mayor relación entre los objetivos de la política gubernamental, los marcos de gasto de mediano plazo y los objetivos estratégicos de los ministerios, en aras de constituir las evaluaciones en el proceso de priorización de gasto, focalizar las evaluaciones en contextos de alto impacto en el gasto público y en programas novedosos que manifiesten las prioridades de gobierno, así también la ampliación de la evaluación desde un enfoque de revisión de gasto público.

Se determinó la relación entre el PIB per cápita, calidad institucional y gasto público mediante un panel de datos de veinte países de América Latina, donde el PIB per cápita representó la variable dependiente, así como el Gasto Público y Calidad Institucional fueron sus principales variables explicativas del modelo, recaudadas de forma cuatrianual en el periodo de 1992 hasta 2007.

## **REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.**

1. Albarrán, P. (2010). Modelos para Datos de Panel. Recuperado de: <https://rua.ua.es/dspace/bitstream/10045/15809/6/Tema6p.pdf>
2. Alonso, J. A. y Garcimartín, C. (2011). Criterios y factores de calidad institucional: un estudio empírico. *Revista de Economía Aplicada*, 19 (55), pp. 5-32.
3. Álvarez, P. y Pérez, M. (2016). Políticas científicas públicas en Latinoamérica: el caso de Ecuador y Colombia. *El profesional de la información*, 25 (5), pp. 758-766.
4. Armijo, M. y Espada, M. V. (2014). Calidad del gasto público y reformas.

5. Campo, J. (2012). Impacto de las patentes sobre el crecimiento económico: Un modelo panel cointegrado. Superintendencia de Industria y Comercio, Núm. 2, pp. 1-16.
6. Clements, B., Faircloth, C. y Verhoeven, M. (2007). Gasto público en América Latina: tendencias y aspectos clave de política. Revista de la CEPAL, Vol. 93, pp. 39-62.
7. Eview. (2019). Panel de pruebas de raíz de unidad. Recuperado de: [http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/advtimeser-Panel\\_Unit\\_Root\\_Testing.html](http://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content/advtimeser-Panel_Unit_Root_Testing.html)
8. Freire, J. C. (2019). El gasto público y su afectación en el producto interno bruto (PIB) del Ecuador en el período 2003-2017 (tesis de grado). Universidad Técnica de Ambato, Ambato, Ecuador.
9. González, I. (2010). Indicadores del Sector Público: Gasto Público en América Latina. Buenos Aires, Argentina: LAGG/SISPALC.
10. Gujarati, D y Porter, C. (2010). Econometría. México, DF: McGraw-Hill.
11. Harris, R. & Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. Journal of Econometrics, Vol. 91, pp. 201-226.
12. Krause, M. (2013). Índice de calidad institucional. México: Red Liberal de América Latina.
13. Krause, M. (2016). Migraciones y calidad institucional. Revista de Investigación en Humanidades, RIHU, Núm. 1, pp. 142-159.
14. Machado, R. (2006). ¿Gastar más o gastar mejor? La eficiencia del gasto público en América Central y República Dominicana. Washington: Banco Interamericano de Desarrollo.
15. Montero, R. (2013). Variables no estacionarias y cointegración. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. España: Universidad de Granada.

16. Moreno, J. L. (2017). Incidencia del aumento sostenido del Gasto Público sobre el PIB en Ecuador: Multiplicador Fiscal para el período 2000–2015 (tesis de grado). Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Quito, Ecuador.
17. Novales, A. (2017). Modelos Vectoriales Autorregresivos (VAR). Recuperado de: <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>
18. Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, Núm. 83, pp. 727-731.
19. Perazzi, J. y Merli, G. (2013). Modelos de regresión de datos panel y su aplicación en la evaluación de impactos de programas sociales. *Telos*, 15 (1), pp. 119-127.
20. Pinilla, D. E., Jiménez, J. D. y Montero, R. (2018). Gasto público y salud en el mundo, 1990-2012. *Revista Cubana de Salud Pública*, 44 (2), p. 240-258.
21. Roitman, M. (2005). Aplicación de técnicas de datos en panel a la medición de eficiencia relativa entre empresas de distribución eléctrica reguladas: una guía para la práctica regulatoria. *CEER*, Núm. 56, pp. 20-63.
22. Romo, B. (2016). Modelo de datos de panel para el análisis del efecto de variables macroeconómicas en los procedimientos concursales de empresas españolas. Recuperado de: [https://www.clubgestionriesgos.org/wp-content/uploads/TFM\\_Bryan\\_A\\_Romo.pdf](https://www.clubgestionriesgos.org/wp-content/uploads/TFM_Bryan_A_Romo.pdf)
23. Rosales, L. (2010). Técnicas de medición económica. Castilla: Universidad Nacional de Piura.
24. Soriano, M. G. (2018). Contribución del gasto público al PIB agropecuario en el Ecuador durante el período 2000-2017 (tesis de grado). Universidad Espíritu Santo, Guayaquil, Ecuador.
25. Stawsky, R. (2017). La incidencia de la corrupción sobre la asignación del gasto público. Sevilla, España: Universidad de Sevilla.

26. Valdés, A., Durán, R y Fraire, L. (2013). Evidencia de cointegración en las variables macroeconómicas y contables en los precios accionarios en México. *Análisis Económico*, 28 (68), pp. 103-114.
27. Pazmiño, A., Pacheco, E., Zumba, G. y Mayorga, G. (2018). Reflexiones desde la Pedagogía y la Didáctica. Su impacto en el desarrollo económico y social. *Revista Dilemas Contemporáneos: Educación, Política y Valores*. Disponible en:  
<http://files.dilemascontemporaneoseduccionpoliticayvalores.com/200004100-e8621e95a4/18.5.27%20Reflexiones%20desde%20la%20Pedagog%C3%ADa%20y%20la%20Did%C3%A1ctica.%20Su%20impacto%20en%20el%20desarrollo.....pdf>

#### **DATOS DE LOS AUTORES.**

1. **Raúl Comas Rodríguez.** Ingeniero en Informática. Doctor en Ciencias Técnicas (PhD). Analista de Investigación de la Universidad Regional Autónoma de los Andes (UNIANDES). Tungurahua, Ecuador. Correo: [ua.raulcomas@uniandes.edu.ec](mailto:ua.raulcomas@uniandes.edu.ec)
2. **Ariel Romero Fernández.** Ingeniero en Minas. Doctor en Ciencias Técnicas (PhD). Director de Investigación de la Universidad Regional Autónoma de los Andes (UNIANDES). Tungurahua, Ecuador. Correo: [dir.investigacion@uniandes.edu.ec](mailto:dir.investigacion@uniandes.edu.ec)
3. **Patricio Portero Sánchez:** Licenciado en Contabilidad y Auditoría. Magíster en Costos y Gestión Financiera. Docente de la carrera de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Regional Autónoma de los Andes (UNIANDES). Extensión Puyo. Puyo, Ecuador. Correo: [up.patricioportero@uniandes.edu.ec](mailto:up.patricioportero@uniandes.edu.ec)
- 4.- **Ana Gabriela Reinoso Espinosa:** Abogada. Magíster en Enseñanza del Inglés como Lengua Extranjera. Docente de la Escuela Superior Politécnica de Chimborazo. Correo: [ana.reinoso@hotmail.com](mailto:ana.reinoso@hotmail.com)

**5. Walter Jarrín López:** Magíster en Auditoría Integral. Doctor en Contabilidad y Auditoría. Docente de la carrera de Contabilidad y Auditoría de la Universidad Regional Autónoma de los Andes (UNIANDES). Extensión Puyo. Puyo, Ecuador. Correo: [up.walterjarrin@uniandes.edu.ec](mailto:up.walterjarrin@uniandes.edu.ec)

**RECIBIDO:** 4 de diciembre del 2019.

**APROBADO:** 14 de diciembre del 2019.