

Análisis del impacto macroeconómico de la descentralización fiscal en el crecimiento económico del Perú

Analysis of the macroeconomic impact of fiscal decentralization in the economic growth of Peru

Carlos Gonzalez Taranco ¹

ABSTRACT

The present research focuses on examining the impact of fiscal decentralization on quarterly economic growth in Peru between 2004 and 2023. The aim of this research is to evaluate how current expenditure and public investment influence the economic performance at the national level. Using a co-integrated ARDL model, it seeks to provide a more complete picture of the relationship between fiscal decentralization and economic growth in Peru, providing solid inputs for the formulation of policies that promote equity and prosperity in the country.

Keywords: Fiscal decentralization, National growth, Co-integrated ARDL

ABSTRACT

La presente investigación se enfoca en examinar el impacto de la descentralización fiscal en el crecimiento económico trimestral en el Perú durante el periodo comprendido entre 2004 y 2023. En este, se busca evaluar cómo el gasto corriente y la inversión pública influye en el desenvolvimiento económico a nivel nacional. Mediante un modelo ARDL cointegrado, se busca proporcionar una visión más completa de la relación entre la descentralización fiscal y el crecimiento económico en el Perú, brindando insumos sólidos para la formulación de políticas que promuevan la equidad y la prosperidad en el país.

Palabras clave: Descentralización fiscal, Crecimiento nacional, ARDL cointegrado

Received: 25 de junio del 2023

Accepted: 9 de julio de 2023

Introducción

La descentralización fiscal es una política que ha contribuido al empoderamiento de los Gobiernos Regionales y Locales, siendo el objetivo de esta promover el desarrollo local, dicha política fue promulgada por el gobierno de Perú mediante Ley No. 27783 de 17 de Julio de 2002, Ley de Bases de la Descentralización que regula la estructura, competencias y organización de los Gobiernos: Nacional, Regionales y Locales.

En tal sentido, el propósito de este artículo es analizar el impacto macroeconómico de los Gobiernos Subnacionales (Gobiernos Regionales y Gobiernos Locales) en el crecimiento económico de Perú, al respecto cabe destacar que de 1994 al 2022, el porcentaje del consumo del gobierno respecto del PBI ha aumentado de 8.8 % en 1994 a 13.5% en 2022.

Figura 1

Cabe recordar que, en las décadas de los 70's a los 80's el nivel de consumo de gobierno oscilo en el rango del 12% al 15%, llegando a 15.6% en 1977 y 15.1% en 1983 (INEI, 2017); durante el periodo de la estabilización económica de 1990 a 1993 se redujo a casi 9%, luego hasta el 2011 se mantuvo en niveles inferiores al 12%, desde el 2012 dicho indicador ha aumentado a casi el 14% del PBI. Es decir, desde el 2012 muestra una leve tendencia creciente, lo cual se contrapone con la situación fiscal.

Figura 2

Cabe precisar que, la estructura del Producto Bruto Interno (PBI) de Perú a nivel de las regiones se mantiene constante desde el 2007 a la actualidad, (Gonzalez-Taranco, 2022), por lo cual es importante analizar el impacto de la descentralización fiscal, por dos motivos: uno teniendo en cuenta la diferencia de los efectos del gasto corriente y de la inversión pública, y por ende, a la vez los efectos de corto y de largo plazo.

El déficit fiscal se explica por el crecimiento del gasto corriente cuyo valor en términos reales se ha incrementado en 4 veces desde el 2004 hasta el 2022, que muestra un leve quiebre de aumento en la tasa de crecimiento a partir del 2011 al 2022, habiéndose duplicado dicho gasto en dicho periodo.

Figura 3

Respecto de la inversión pública, se aprecia un alto crecimiento hasta el 2013, luego una contracción de un 33% del 2013 al 2016, manteniéndose constante en 4,000 millones de soles del 2016 al 2020, mostrando una recuperación luego del periodo pandémico.

¹ Universidad de San Martín de Porres, Perú. E-mail: cgonzalez1@usmp.pe

How to cite: González Taranco, C. E. (2023). Análisis del impacto macroeconómico de la Descentralización Fiscal en el Crecimiento Económico del Perú. REVISTA DE ANÁLISIS ECONÓMICO Y FINANCIERO, 6(2), 26-36. <https://doi.org/10.24265/raef.2023.v6n2.71>



No Comercial-Compartir Igual 4.0 Internacional.

Figura 4

De otro lado, respecto de los gastos de personal se aprecia que del 2004 hasta el 2011 se mantuvo en el nivel de 7,000 millones de soles, a partir del 2011 muestra una tendencia creciente hasta 16,000 millones el 2020, monto que se mantiene constante hasta el 2022.

Lo expuesto evidencia un crecimiento significativo del gasto corriente respecto de la inversión pública, hecho que motiva a la reflexión respecto de los efectos en el crecimiento económico a largo plazo, que requiere fundamentalmente del crecimiento de la inversión privada a fin de generar un crecimiento sostenible.

Figura 5

Formulación del problema

Problema General

¿De qué manera la descentralización fiscal ha afectado el crecimiento económico en el Perú en el periodo 2004:1 - 2023:1?

Problemas Específicos

- ¿Cuál es el impacto de la inversión pública real per cápita nacional, las inversiones en salud y educación reales per cápita nacionales, adquisición de activos reales per cápita no financieros nacional e inversión en desarrollo urbano real per cápita en el crecimiento económico trimestral del Perú, periodo de 2004:1 - 2023:1?
- ¿Cuál es el impacto del gasto corriente real per cápita nacional, gasto en personal nacional en efectivo real per cápita, compra de bienes públicos reales per cápita nacional, transferencias en efectivo nacionales en el crecimiento económico trimestral del Perú, periodo de 2004:1 - 2023:1?

Justificación del tema

La investigación propuesta pretende contribuir a la discusión académica respecto al tamaño adecuado del Estado en un contexto en el cual es imprescindible armonizar los mercados de bienes y servicios, de capitales y evitar que los desbalances en sus tasas de crecimiento afecten el crecimiento económico de equilibrio de largo plazo.

Revisión de literatura

Emeru, G. M. (2023) analiza la relación entre descentralización fiscal y crecimiento económico en Etiopía, aplicando el Modelo Vector Error Correction (VEC) por sus siglas en inglés, para evaluar las relaciones de corto y de largo plazo de las variables antes citadas. Mose (2022) buscó investigar el efecto de las asignaciones de descentralización de ingresos y gastos fiscales en el crecimiento económico (millones de euros) de los 47 condados (regiones) en Kenia. Las variables presentan datos de panel anuales en el periodo compuesto por los años entre 2013 y 2017. Las variables se transformaron en logaritmos naturales y se analizaron con estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de panel. En la

estimación, se utilizó un análisis de raíz unitaria de panel, la cual arrojó que las variables de estudio son estacionarias en el nivel de significancia de 1% y 5%, a excepción de dos variables (capital humano y tamaño del sector público). Por lo que, la serie de paneles contiene una raíz unitaria. Las variables se vuelven estacionarias tras la primera diferencia, y así se comportan como procesos integrados de primer orden I (1). Los resultados mostraron que el efecto de la descentralización en el crecimiento económico es positivo y significativo. Se explica que un aumento de un punto porcentual en la participación del gasto fiscal en el gasto total aumentó 0.94% en el crecimiento económico regional. Como resultado, se obtuvo que la descentralización del gasto tiene un efecto positivo en el crecimiento subnacional, siendo significativa para el desenvolvimiento del crecimiento económico. Mukhtarov, S., Mammadov, I, Humbatova, S. (2020) analizan la relación entre el gasto corriente en educación y crecimiento económico en Azerbaijan, para un análisis de una serie de tiempo de 1995 al 2018, aplica diversos métodos de cointegración con los que demuestra la relación de las variables en el largo plazo. Faridi et al. (2019) buscaron verificar el impacto de la descentralización fiscal, tomada como gasto e ingreso nacional, en el crecimiento económico (millones de USD) de los países del sur de Asia: Pakistán, India, Bangladesh y Bután. Las variables se encuentran bajo análisis de datos de panel no estacionarios anuales en el periodo de 1990 a 2016. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias del panel { considerando los criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwartz Bayesian (SBC) } reflejaron que las variables son estacionarias en el nivel exclusivo de LIT (tasa de alfabetización) { relacionada a la inversión en educación } está integrado en primer orden I(1), por lo que se permitiría el uso del ARDL bajo el método de grupo medio combinado (PMG) en el estudio con el fin de determinar la relación entre las principales variables para estimaciones de coeficientes en el corto y largo plazo, con un nivel de significancia del 1%, 5% y 10%. Así, por ejemplo, para Pakistán, la elasticidad del PIB per cápita real contemporáneo con respecto al capital fijo del gobierno (GFCF) del año anterior es igual a 0.29 y significativa al 5% de significación; mientras al respecto de una variable como la descentralización del gasto (EDC) del año anterior es igual a -1.41 al mismo nivel de significancia. Por lo que, las variables demuestran que la descentralización de los ingresos tuvo un impacto positivo, pero el gasto mostró un impacto negativo en el crecimiento económico. Slavinskaitė (2017) buscaba analizar los efectos de la descentralización fiscal sobre el crecimiento económico (PIB en millones de euros) en países seleccionados de la Unión Europea. Las variables presentan datos de panel anuales en el periodo de 2005 y 2014. Las variables fueron trabajadas en un modelo de panel de efectos fijos bajo un análisis a subconjuntos de países clasificados en dos grupos según su nivel de desarrollo económico. Por una parte, el índice de descentralización fiscal (FD) variaba entre 0.71, como fue el caso de Suecia; mientras el rango para países con mayor desarrollo en su economía como Irlanda, variaba de 0.30 a menos. En países de la UE-21, los coeficientes estimados de la FD son estadísticamente significativos y positivos en el nivel de significancia de 1%; mientras que los resultados en países más desarrollados eran también positivos, pero estadísticamente, no eran significativos, teniendo a R-squared ajustado en 0.9947, valor alto debido

a la estimación para la serie de datos agrupados. Con los resultados obtenidos, se mostró la relación positiva entre estas variables en los países económicamente en desarrollo de bajo nivel; pero no tuvo ningún impacto significativo en los países de alto nivel; lo que se traduce en que la descentralización fiscal sirve como un instrumento para promover el crecimiento económico, pero solo es notable en ciertos países con cierto nivel de desarrollo. Yushkov (2015) buscaba demostrar la relación entre la descentralización fiscal y el crecimiento económico { expresado en el producto regional bruto per cápita - (millones de rublos) de las regiones en Rusia. Las variables presentan datos de panel anuales en el periodo de 2005 y 2012. Las transferencias fiscales intergubernamentales se asocian positivamente con el crecimiento económico regional, mientras que el gasto excesivo de la descentralización de los ingresos afecta negativamente a la misma variable. Las variables se transformaron en logaritmos naturales, donde las regresiones de las variables con efectos ajustados y aplicaciones de dummies de tiempo arrojaron en un punto que la descentralización del gasto intrarregional (*DEC_2*) se encuentra relacionada negativa y significativamente con un nivel de significancia de 5%, con el crecimiento económico regional; por otro lado, la dependencia regional en las transferencias fiscales (IGT) es positiva y significativa en 10% nivel de significancia, en relación a la misma variable. Los resultados de la prueba muestran la aprobación de la hipótesis y afirman las relaciones causales, respectivamente, para las variables del estudio.

Kang y Arshad (2012) estudian la relación entre la descentralización fiscal y el crecimiento económico en Pakistán, utilizando el modelo Autoregressive Distributed Lag (ADL); los datos muestran una tasa de crecimiento del gasto fiscal de 13% al 16% del PBI. Los autores aplican este modelo que era reciente en aquel momento. Los citados autores buscaron determinar la relación a largo plazo entre la descentralización fiscal (FD) y el crecimiento económico (real GDP, millones de euros) en Pakistán. Las variables presentan datos de series temporales anuales en el periodo comprendido entre 1972 y 2009. El estudio utiliza una técnica de modelo de retraso distribuido autorregresivo (ARDL) con el fin de determinar la asociación entre las variables mencionadas, así como otras relacionadas al efecto del crecimiento económico del país. Las variables se transformaron en logaritmos naturales y los resultados tras usar las pruebas de raíces unitarias con la técnica de Dickey-Fuller aumentada para verificar el orden de integración, confirmaron la naturaleza compleja de las propiedades dinámicas de las variables con una mezcla de procesos integrados de orden cero $I(0)$ y de primer orden $I(1)$. Al aplicar la prueba de Wald donde los coeficientes de las variables de largo plazo están restringidos, las estadísticas F calculadas con los valores críticos son mayores (3.776) que el valor crítico del límite superior a un nivel de significancia de 10% (3.59), lo que implica el rechazo de la hipótesis nula y establece la existencia de una relación de largo plazo entre las variables. Considerando los criterios de información de Akaike (AIC), los coeficientes estimados de esta relación a largo plazo, muestran que la FD tiene un impacto positivo y significativo (0.072) en el GDP, el cual es significativo al 10%; es decir, que demuestra que la magnitud de su coeficiente, en ceteris paribus, en caso que se le entregue a los gobiernos un 1% de autonomía en el gasto, la producción aumentará

en más de un 0.07%, lo que muestra una relación positiva que explica que el crecimiento económico se beneficia de las políticas de descentralización.

Objetivos

Objetivo general

Determinar si la descentralización fiscal afecta el crecimiento económico en el Perú en el periodo 2004 - 2023.

Objetivos específicos

- Determinar el impacto de la inversión pública real per cápita nacional, las inversiones en salud y educación reales per cápita nacionales, adquisición de activos reales per cápita no financieros nacional e inversión en desarrollo urbano real per cápita en el crecimiento económico trimestral en el Perú, periodo 2004:1-2023:1.
- Determinar el impacto del gasto corriente real per cápita nacional, gasto en personal nacional real per cápita, compra de bienes públicos reales per cápita nacional, transferencias en efectivo nacionales en el crecimiento económico trimestral del Perú, periodo de 2004:1 y 2023:1.

Hipótesis

Hipótesis general

La descentralización fiscal tiene un efecto positivo en el crecimiento económico en el Perú en el periodo 2004 - 2023.

Hipótesis específica

- La inversión pública real per cápita nacional, las inversiones en salud y educación reales per cápita nacionales, adquisición de activos reales per cápita no financieros nacional e inversión en desarrollo urbano real per cápita tienen relación directa con el crecimiento económico trimestral en el Perú, periodo 2004:1 - 2023:1.
- El gasto corriente real per cápita nacional, gasto en personal nacional real per cápita, compra de bienes públicos reales per cápita nacional, transferencias en efectivo nacionales tienen relación inversa con el crecimiento económico trimestral del Perú, periodo de 2004 y 2023.

Metodología

El método considerado para la presente investigación es el Modelo Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegrado que es una técnica econométrica que relaciona variables de orden de integración de orden $I(0)$ e $I(1)$ logrando así encontrar las relaciones de las variables económicas a largo plazo y posteriormente a corto plazo.

VARIABLES

- GDP_t : Producto bruto interno real per cápita trimestral, expresado en soles, precio constante 2004.

- CE_t : Gasto corriente real per cápita regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- PI_t : Inversión pública real per cápita regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- PE_t : Gasto en personal real per cápita regional del Perú en base al devengado trimestral, comprende la suma de Gastos de Personal y Pago de Servicios de Personal CAS, expresada en soles, precio constante 2004.
- PPG_t : Compra de Bienes públicos per cápita regionales del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- HI_t : Inversión en Salud real per cápita regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- EI_t : Inversión en Educación real per cápita regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- TR_t : Transferencias en efectivo regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- NFA_t : Adquisición de Activos per cápita no Financieros regional del Perú en base al devengado trimestral, expresada en soles, precio constante 2004.
- UD_t : Desarrollo Urbano real percapita, precio constante 2004.

Especificación del modelo ARDL

$$\begin{aligned} \ln GDP = & \alpha_0 + \beta_1 \ln GDP_{t-1} + \beta_2 \ln CE + \beta_3 \ln CE_{t-1} \\ & + \beta_4 \ln CE_{t-2} + \beta_5 \ln PE + \beta_6 \ln PI + \beta_7 \ln PI_{t-1} \\ & + \beta_8 \ln PI_{t-2} + \beta_9 \ln PI_{t-3} + \beta_{10} \ln EI + \beta_{11} \ln EI_{t-1} \\ & + \beta_{12} \ln EI_{t-2} + \beta_{13} \ln EI_{t-3} + \beta_{14} \ln HI + \beta_{15} \ln HI_{t-1} \\ & + \beta_{16} \ln HI_{t-2} + \beta_{17} \ln HI_{t-3} + \beta_{18} \ln PPG \\ & + \beta_{19} \ln PPG_{t-1} + \beta_{20} \ln PPG_{t-2} + \beta_{21} \ln PPG_{t-3} \\ & + \beta_{22} \ln NFA + \beta_{24} \ln NFA_{t-1} + \beta_{25} \ln NFA_{t-2} \\ & + \beta_{26} \ln UD + \beta_{27} \ln UD_{t-1} + \beta_{28} \ln UD_{t-2} \\ & + \beta_{29} \ln UD_{t-3} + \beta_{30} TR + \beta_{31} TR_{t-1} + \beta_{32} TR_{t-2} \\ & + \beta_{33} TR_{t-3} + \alpha_1 D18Q01 + \alpha_2 D11Q02 + \alpha_3 D08Q04 \end{aligned}$$

Respecto del procesamiento de los datos, dada la elevada dispersión observada en las desviaciones estándar de las series de datos trimestrales se efectúa una transformación en logaritmos naturales, consiguiendo niveles bajos en la varianza de las series. (Larios-Meño et al., 2016)

Seguidamente se efectúa la aplicación de la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1979) con lo cual se logrará la diferenciación entre las series temporales estacionarias y no estacionarias previamente transformadas en sus logaritmos naturales, considerando el modelo auxiliar apropiado (include in test equation: Intercept, Trend and intercept or none of them) (Dickey y Fuller, 1981).

Tales modelos auxiliares pueden ajustarse teniendo en cuenta la presencia de autocorrelación de errores y

eligiendo el rezago óptimo según el Criterio de Información (Information Criteria) como AIC, Schwarz Bayesian (SIC) y Hannan-Quinn (HQ). Esta prueba permitirá conocer el orden de integración de cada serie temporal transformada en su logaritmo. Lo cual permitirá identificar las series estacionarias, luego de la transformación acorde del orden de integración obtenido con la prueba anterior.

Seguidamente, se procederá a la prueba de causalidad de Granger (1969) para hallar la relación causal entre las series estacionarias de las variables observadas, para ello se desarrollará modelos auxiliares que presenten las series causadas como dependientes y las series causantes como independientes; los rezagos dependen del menor valor obtenido del Criterio de Información (Información Criteria): (AIC, SIC O HQ), y por el principio de parsimonia, así como por la hipótesis nula de no causalidad unidireccional en el sentido de Granger.

La cointegración se caracteriza por presentar una relación de equilibrio a largo plazo entre variables endógenas, teniendo en cuenta la dependencia contemporánea como histórica de las variables. Cuando se presentan series de orden de integración I(0) e I(1) es posible comprobar la existencia de cointegración entre estas series temporales no diferenciadas en un modelo (ARDL). (Pesaran et al., 2001)

El modelo de rezagos autoregresivos distribuidos (Autoregressive Distributed Lag: ARDL por sus siglas en inglés), se denota:

$$ARDL(p, q) : Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \phi_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

donde

- Y_t variable dependiente
- X_t variable explicativa
- ϵ_t error

Para la correcta aplicación de este modelo, se efectúa la prueba límite de cointegración (cointegration bound). Cuando el F-statistic supera el valor de las bandas I (0) e I (1) se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre las series estudiadas. Para observar la relación a corto plazo entre las variables regresoras y el regresando se conduce a la modelización del ECM (Error Correction Model). Este modelo de corrección del error debe cumplir con los supuestos de no autocorrelación, homocedasticidad, no quiebre estructural, normalidad, estacionariedad, no multicolinealidad y estabilidad. (Larios-Meño et al., 2016). Para la verificación del cumplimiento de los supuestos, en primer lugar, se procede a realizar la prueba de autocorrelación de orden superior de Breusch-Godfrey el cual incorpora los retardos del residual como variables, el cual se realiza teniendo en cuenta el menor valor del criterio de información (AIC, SIC o HQ), para encontrar el rezago óptimo. La prueba presenta como hipótesis nula la ausencia de autocorrelación que se comprobará mediante el estadístico LM. Se procede a realizar las pruebas Breusch-Pagan-Godfrey, White, Harvey y Glejser, las cuales indican la ausencia de heteroscedasticidad en los residuales, considerando como hipótesis nula la homocedasticidad de los errores. La prueba de normalidad

de Jarque-Bera aplicada a los residuos, a fin de evaluar la presencia de distribución de probabilidad normal de los residuos, considerando como hipótesis nula y se comprobará mediante su estadístico JB. Finalmente se realiza la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aplicada a los residuos con modelo auxiliar el cual detecta la presencia de raíz unitaria en los residuos como hipótesis nula y se comprobará con el t -estadístico que presenta la distribución de Dickey-Fuller. Asimismo, se evalúa a través de las pruebas CUSUM y CUSUM cuadrados, la presencia de estabilidad estructural del modelo. (Larios-Meño et al., 2016).

Resultados

Para procesar el modelo econométrico se ha utilizado el software E views, cuyos resultados se analizan a continuación:

Análisis de estacionariedad de las series

Los resultados de la aplicación de la prueba: augmented Dickey-Fuller unit root, las 10 series (transformadas 9 de ellas a logaritmo natural y una de ellas trabajada sin la transformación logarítmica (TR) y su respectiva transformación a primera diferencia está presentada en la Tabla 1.

Tabla

De la interpretación de la Tabla 1, se concluye que las series $\ln GDP_t$, $\ln NFA_t$ y $\ln PI_t$ son no estacionarios. Las series transformadas de primera diferencia $\Delta \ln GDP_t$, $\Delta \ln NFA_t$ y $\Delta \ln PI_t$ se constituyen como series estacionarias; adicionalmente sus estadísticos de Jarque-Bera son 1810.641, 203.5802 y 31.85389 respectivamente. Esto evidencia que las tres series en su primera diferencia no siguen una distribución normal debido a la probabilidad de los estadísticos del Jarque-Bera arrojados son menores al nivel de significancia del 5%.

Causalidad de Granger

La relación de causalidad entre las series temporales fue evaluada mediante el test de causalidad de Granger, con la condición previa de serie estacionarias. En el presente caso, la primera diferencia de las series GDP_t , NFA_t y PI_t expresadas en logaritmos naturales son series estacionarias, $I(0)$. A su vez, las series $\ln CE_t$, $\ln PE_t$, $\ln EI_t$, $\ln HI_t$, $\ln PPG_t$ y $\ln UD_t$ son series estacionarias, $I(0)$, al igual que transferencias, TR_t .

Tabla 2

La Tabla 2 muestra la existencia de 60 relaciones de causalidad entre las series evaluadas, 20 de ellas de one-way relationship con significancia al 10% y 40 relaciones de causalidad en both-way al 10% de significancia. Las relaciones de unicasalidad (one-way relationship) a lo Granger respecto del DLPBI (En inglés DLGDP) son: DLFNA, LCE, LEI, LUD y TR, con significancia al 5%.

Cointegración Modelo ARDL

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, se considera a la serie no estacionaria $I(1)$ como una variable endógena $\ln GDP_t$ y como variables exógenas el $\ln CE_t$, $\ln PE_t$, $\ln PI_t$, $\ln EI_t$, $\ln HI_t$, $\ln PPG_t$, $\ln NFA_t$, $\ln UD_t$ y TR_t , pese a que no todas las series presentan una relación de causalidad en el sentido de Granger a la primera diferencia del $\ln GDP_t$. Estos procesos integrados permitieron estimar el modelo ARDL(1,2,0,3,3,3,3,2,3,3) con constante y sin tendencia. La longitud de los rezagos es atribuida al criterio de información de Akaike y se consideró 3 rezagos como máximo para todas las variables. Asimismo, se incluyeron tres variables dicotómicas D18Q01, D11Q02 Y D08Q04 que toman valores 1 y 0, donde el valor 1 representa un shock en la economía en el 2018 primer trimestre, 2011 segundo trimestre y 2008 cuarto trimestre, debido a los motivos siguientes: inestabilidad política en el Perú (2018), periodo electoral en el Perú (2011) y Crisis Internacional y Fenómeno del Niño en el Perú (2008). La aplicación del cointegration bound test con constante y sin tendencia en la estimación del ARDL (1,2,0,3,3,3,3,2,3,3) arrojó un F-statistic de 7.342227, lo cual permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración de las series debido que el estadístico calculado es mayor a las bandas $I(0)$ e $I(1)$, de 2.14 y 3.3 respectivamente, al 5% de significancia. De acuerdo con la metodología de Pesaran{Shin{Smith se halló la relación de largo plazo del $\ln GDP_t$ con las demás variables. En el equilibrio a largo plazo, el $\ln PI_t$, $\ln HI_t$, $\ln NFA_t$ y TR_t impacta al $\ln GDP_t$ con un valor de 0.99, -0.08, -0.87 y -4.01×10^{-8} . Los demás impactos de las demás variables con respecto al $\ln GDP_t$ no son significativas. El hallazgo del equilibrio a largo plazo permite la estimación del Error Cuadrático Medio (ECM). En la Tabla 3 se muestran los resultados obtenidos por la estimación del ECM con un coeficiente del término de corrección del error negativo y significativo. De esta manera, se refuerza los resultados obtenidos en el equilibrio a largo plazo. Por otro lado, se observan los impactos positivos y significativos de corto plazo sobre $\Delta \ln GDP_t$, causado por $\Delta \ln PI_t$, $\Delta \ln EI_t$ y $\Delta \ln HI_t$. Asimismo, hay un impacto negativo y significativo de corto plazo sobre $\Delta \ln GDP_t$, ocasionado por $\Delta \ln NFA_t$. También se encontraron impactos intermedios positivos y significativos sobre el $\Delta \ln GDP_t$, generado por $\Delta \ln PI_{t-2}$, $\Delta \ln HI_{t-1}$, $\Delta \ln NFA_{t-1}$, $\Delta \ln TR_{t-1}$ y $\Delta \ln TR_{t-2}$, e impactos intermedios negativos y significativos sobre el $\Delta \ln GDP_t$, causados por $\Delta \ln PI_{t-1}$, $\Delta \ln EI_{t-1}$, $\Delta \ln EI_{t-2}$, $\Delta \ln HI_{t-2}$, $\Delta \ln PPG_{t-1}$, $\Delta \ln PPG_{t-2}$ y $\Delta \ln UD_{t-1}$. La constante es significativa y positiva, al igual que la variable dicotoma D18Q01 y D11Q02. La variable dicotómica D08Q04 es significativa y negativa. El ECM presenta un buen nivel de ajuste, el cual se evidencia el R^2 -adjusted de 0.89, mayor a 0.5. El Durbin-Watson statistic es de 1.99, cercano a 2, por lo que se sostiene que no hay autocorrelación de los residuales de primer orden. El Breusch-Godfrey test de autocorrelación de los errores de máximo orden indica que al 5% de nivel de significancia, no hay presencia de autocorrelación de los residuales en el orden óptimo 1, habiéndose verificado hasta el rezago 18, de acuerdo con el criterio de información de Hannan-Quinn y Schwarz. Según las pruebas de heterocedasticidad de Breusch - Pagan - Godfrey, de White y de Glejser, a un nivel de significancia del 5%, se acepta la hipótesis nula de homocedasticidad de los residuales. Además, los residuales presentan una

distribución normal de acuerdo con la prueba de Jarque-Bera al 5% de nivel de significancia. La prueba de raíz unitaria de los residuales de Dickey y Fuller muestra que al 5% de significancia, la serie de residuales es $I(0)$ y no hay presencia de autocorrelación en el modelo auxiliar. Del mismo modo las pruebas de estabilidad estructural de Cusum y Cusum de cuadrados indican que al 5% de significancia no hay presencia de quiebre estructural.

Tabla 3

Los resultados del equilibrio a largo plazo indican que cuando la inversión pública real per cápita crece 1%, el PBI real per cápita aumenta en 0.99%. Sin embargo, en las cuentas desagregada de inversión en infraestructura de los servicios de salud, el impacto a largo plazo es negativo. Cuando la inversión en salud real per cápita crece en 1%, el PBI real per cápita disminuye en 0.08%. Asimismo, cuando la inversión en activos no financieros real per cápita aumenta en 1%, el PBI real per cápita se ve disminuido en 0.87%. Cuando las transferencias reales aumentan en 1 millón de soles, el PBI real per cápita disminuye en 4,01%. En el mediano plazo, el gasto corriente real per cápita, inversión pública real per cápita, inversión en educación real per cápita, la inversión en salud real per cápita, gasto en compra de bienes públicos real per cápita e inversión en activos no financieros de un trimestre anterior, por cada sol de dos trimestres anteriores, aumentan en 1%; entonces el PBI real per cápita, por cada sol de un periodo anterior, se verá afectado en -0.155%, -0.117%, -0,056%, +0.034%, -0.066%, +0.126% respectivamente. Además, cuando la inversión pública real per cápita, inversión en educación real per cápita, la inversión en salud real per cápita, gasto en compra de bienes públicos real per cápita, inversión en desarrollo urbano real per cápita de hace dos trimestres, por cada sol de tres trimestres anteriores, aumentan en 1%, entonces el PBI real per cápita se verá afectado en +0.061%, -0.046%, -0.018%, -0.057%, -0.019% respectivamente. Cuando la variación entre las transferencias reales de un trimestre anterior respecto hace dos trimestres aumenta en 1 millón de soles entonces, el PBI real per cápita por cada sol de su periodo anterior, aumenta en 1.9%. A su vez, cuando la variación entre las transferencias reales de dos trimestres pasados con respecto hace tres trimestres aumenta en 1 millón de soles entonces, el PBI real per cápita por cada sol de su periodo anterior, aumenta en 2.3%. En el corto plazo, cuando la inversión pública real per cápita, la inversión en educación real per cápita, la inversión en salud real per cápita y la inversión en activos no financieros, por cada sol de su periodo anterior, aumentan en 1%; entonces el PBI real per cápita, por cada sol de su periodo anterior, se verá afectado en +0.175%, +0.047%, +0.021%, -0.194% respectivamente. El valor esperado del PBI real per cápita, por cada sol de su periodo anterior, cuando todas las variables toman valor cero, es de 5.46 soles. Por otro lado, el valor esperado del PBI real per cápita, por cada sol de su periodo anterior, cuando todas las variables toman valor cero y las variables dicotómicas D18Q01, D11Q02 y D08Q04 toman el valor 1, es de 6.28, 5.95 y 5.20 respectivamente.

Discusión y conclusiones

De acuerdo a los resultados obtenidos, se comprueba que la inversión pública es la principal fuente de crecimiento

del GDP a largo plazo. Ello se apoya con los resultados de Faridi et al. (2019), ya que en su estudio encontró que el crecimiento del producto se debía a los capitales de inversión fijos. En el caso del gasto corriente per cápita, los resultados obtenidos indican que no tiene impacto alguno sobre el GDP per cápita a largo plazo, pero sí un impacto negativo a mediano plazo; siendo del caso mencionar que en el corto plazo no es significativo. A su vez la investigación de Faridi et al. (2019), respalda lo hallado, dado que en su estudio se encontró que el gasto, cuando aumenta en 1%, el GDP nacional disminuye en 1.41% al 5% de significancia. Asimismo, Yushkov (2015) respalda esta relación, ya que encontró que el aumento del gasto interregional de las provincias de Rusia tiene un impacto negativo en el GDP nacional. En contraste, Gonzalez-Taranco (2020) halló una relación positiva entre el aumento del gasto corriente de las regiones peruanas y el PBI per cápita a corto plazo, en un contexto de economía expansiva. Sin embargo, Slavinskaitė (2017), encontró que al 5% de significancia, el gasto no tiene impacto en el GDP. Todos estos hallazgos en previas investigaciones refuerzan los resultados obtenidos sobre todos los gastos desagregados como el gasto en personal per cápita y el gasto en compra de bienes públicos per cápita, debido a que estas variables no son significativas en el equilibrio a largo plazo y tienen un impacto negativo a mediano plazo. Por otro lado, Yushkov (2015) encontró que las transferencias fiscales tienen un impacto positivo y significativo al 10%. Del mismo modo, Gonzalez-Taranco (2020) obtuvo que las transferencias de dinero tienen un impacto positivo y significativo al 5%, en un contexto de economía expansiva. Estas evidencias apoyan los resultados obtenidos en el ECM ya que los impactos intermedios de las transferencias resultaron significativas y positivas al 5%. No obstante, en el largo plazo, se encontró evidencia que las transferencias tienen un impacto negativo y significativo al 10% Gonzalez-Taranco (2020), indica que en su estudio sobre la descentralización fiscal en el Perú que los gastos en salud y educación no son significativos a corto plazo. Ello difiere con los resultados obtenidos ya que en el ECM se encontró que la inversión en educación per cápita y la inversión en salud per cápita son positivas y significativas al 5%. Sin embargo, los hallazgos de Gonzalez-Taranco (2020) pueden respaldar los resultados obtenidos en el modelo de largo plazo, debido a que, en este, las variables no son significativas ni al 10%. Lo expuesto revela que, es menester que en la estructura del gasto público sea mas significativa la participación de la Inversión Publica para contribuir al crecimiento económico de largo plazo de Perú. Para el caso de la inversión en los sectores salud y educación es necesario diseñar un Plan General de Inversión con base en un modelo de descentralización económica a fin de generar efectos positivos en la comunidad en el largo plazo.

Agradecimiento

Un especial reconocimiento para los alumnos miembros del Equipo de Investigación en Economía Publica del Centro de Investigaciones Económicas y Políticas Sectoriales y Sociales de la Universidad San Ignacio de Loyola, por orden alfabético, los estudiantes: Anfossi Vergaray, Giácomo; Huamaní Cruzado, Kevin Alonzo; Lazo Ccaihuari, Yara Mercedes; Zevallos Mendoza, Milagros Yanelly, quienes han participado activamente en el proceso de la



presente investigación y que forman parte del semillero en investigación económica.

Referencias

- Emeru, G. M. (2023) Effect of public expenditure on economic growth in the case of ethiopia. *The Scientific World Journal*, 2023.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Faridi, M. Z., Mehmood, K. A., Azam, A., & Taqi, M. (2019). Fiscal Decentralization and Economic Growth in South Asian Countries. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(2), 529-546.
- Gonzalez-Taranco, C. (2022). Las Finanzas Publicas Subnacionales y la Descentralizacion Economica: Retos de la Agenda Pendiente para el Desarrollo Economico. *REVISTA GOBIERNO Y GESTION PUBLICA*, 10(1), 72-84.
- Gonzalez-Taranco, C. (2020). Descentralizacion fiscal y crecimiento economico en los gobiernos regionales peruanos, 2007 - 2018. *REVISTA DE ANALISIS ECONOMICO Y FINANCIERO*, 3(1), 25-31.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática { INEI (2017) Panorama de la Economía Peruana, 1950-2016.
- Kang, Y., & Arshad, M. (2012). Fiscal decentralization and economic growth in Pakistan: An ARDL Approach. *Int J Policy Stud*, 3(1), 33-43.
- Larios-Meño, J.F., Gonzalez-Taranco, C., Alvarez-Quiroz, V. J., (2016) Investigación en Economía y Negocios: Metodología con Aplicaciones en E-Views. Fondo Editor. USIL.
- Mukhtarov, S., Mammadov, I, Humatova, S. (2020) The Relationship Between Government Expenditures on Education and Economic Growth: The Case of Azerbaijan. En: *World Economy*, Vol. 11, No. 1.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships.
- Slavinskaitė, N. (2017). Fiscal decentralization and economic growth in selected European countries. *Journal of business economics and management*, 18(4), 745-757.
- Yushkov, A. (2015). Fiscal decentralization and regional economic growth: Theory, empirics, and the Russian experience. *Russian Journal of Economics*, 1(4), 404-418.

Lista de figuras

Figura 1: Consumo del Gobierno (%PBI): Período 1995-2022

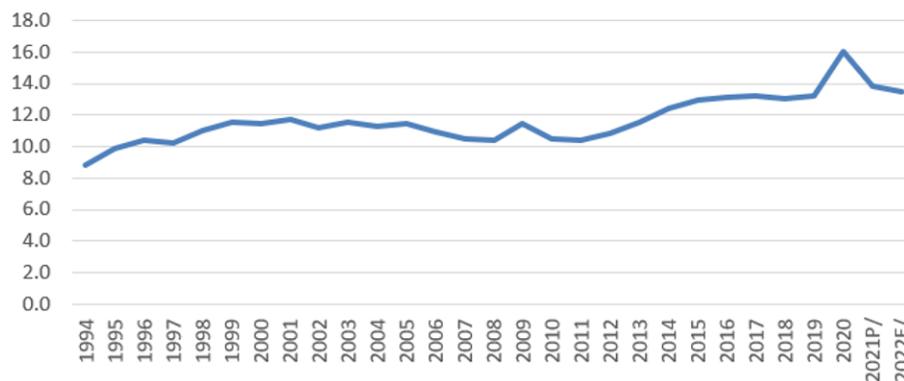


Figura 2: Resultado Económico del Gobierno Nacional, período 2009-2021

26.1 INDICADORES DEL SECTOR PÚBLICO, 2009-2021							
(Millones de soles)							
Año	PBI Global (Valores corrientes) 1/	Resultado primario			Resultado económico		
		Sector público no financiero	Gobierno General	Empresas estatales no financieras	Sector público no financiero	Gobierno General	Empresas estatales no financieras
2009	363 943	272	- 525	797	-4 734	-5 422	688
2010	416 784	4 344	4 934	- 590	- 739	- 56	- 683
2011	473 049	15 321	15 074	247	9 780	9 646	134
2012	508 131	17 141	16 012	1 129	11 573	10 554	1 018
2013	543 556	10 944	10 097	847	4 852	4 137	715
2014	570 041	4 757	4 957	- 200	-1 458	-1 094	- 365
2015	604 416	-5 478	-6 203	725	-11 866	-12 388	522
2016	647 668	-8 377	-7 318	-1 059	-15 559	-14 228	-1 331
2017	687 989	-12 746	-12 157	- 589	-21 102	-19 965	-1 137
2018	731 588	-7 085	-5 490	-1 595	-17 100	-14 689	-2 411
2019	761 984	-1 893	- 927	- 966	-12 557	-10 794	-1 763
2020	704 939	-52 278	-49 045	-3 233	-63 777	-59 804	-3 973
2021 P/	866 342	-9,083	-10,178	1,095	-22,283	-22,424	140

Figura 3: Gasto corriente anual (miles de soles), período 2004-2022

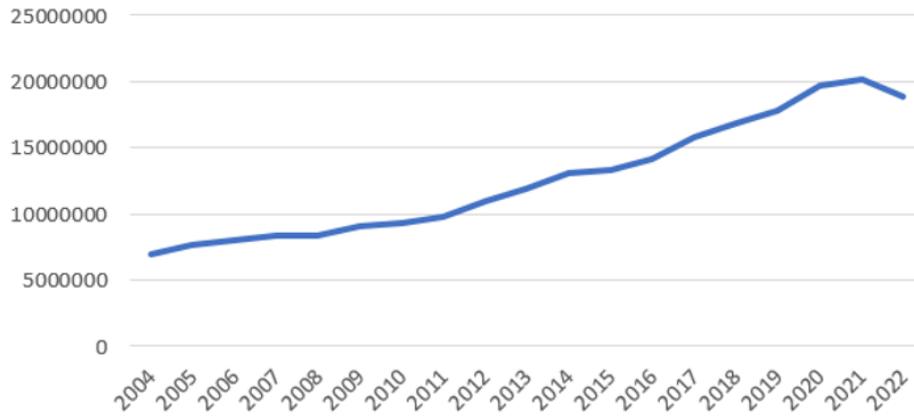


Figura 4: Inversión pública real anual (miles de soles), período 2004-2022

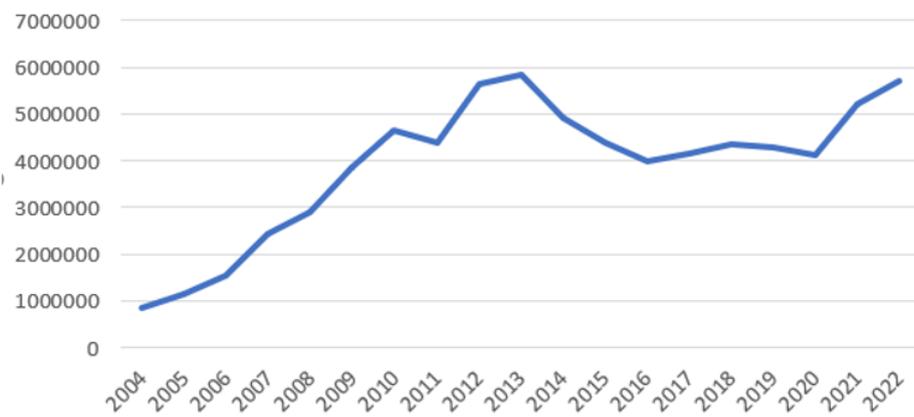
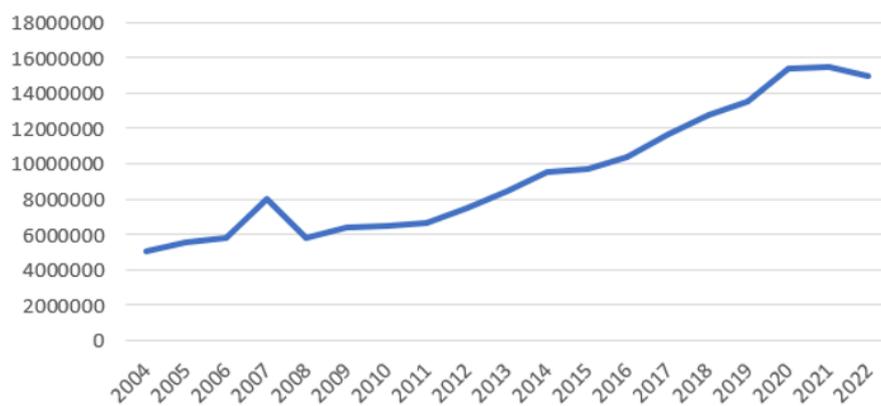


Figura 5: Gasto de personal real anual (miles de soles), período 2004-2022



Lista de tablas

Tabla 1: Resultados del de raíz unitaria - Dickey-Fuller

Series	Auxiliary model	Criteria	Lag	T-statistic	Probability	
LGDP	Constant, Linear Trend	SIC	0	-2.69066	0.2435	I(1)
D(LGDP)	Constant	SIC	0	-10.96945	0.0001	I(0)
LCE	Constant, Linear Trend	SIC	0	-4.695653	0.0015	I(0)
LPE	Constant, Linear Trend	SIC	1	-3.838053	0.0198	I(0)
LPI	Constant, Linear Trend	SIC	4	-2.239565	0.4607	I(1)
D(LPI)	Constant, Linear Trend	SIC	3	-8.134173	0	I(0)
LEI	Constant, Linear Trend	SIC	0	-3.298571	0.0743	I(0)
LHI	Constant, Linear Trend	SIC	1	-2.860454	0.1812	I(1)
LHI	Constant	SIC	1	-3.115572	0.0296	I(0)
LPPG	Constant, Linear Trend	SIC	0	-3.307476	0.0728	I(0)
LNFA	Constant, Linear Trend	SIC	1	-2.258929	0.4505	I(1)
D(LNFA)	None	SIC	0	-12.78313	0	I(0)
LUD	Constant, Linear Trend	SIC	1	-3.337567	0.0681	I(0)
TR	Constant, Linear Trend	SIC	0	-10.09267	0	I(0)

Tabla 2: Resultados test de causalidad de Granger

Granger Causality	Information criteria	Lags	F-Statistic	Probability
DLGDP does not Granger Cause DLNFA	SIC	1	6.403534	0.013576
DLGDP does not Granger Cause LCE	HQ	2	4.513941	0.014377
DLGDP does not Granger Cause LHI	AIC	1	4.244152	0.043001
DLGDP does not Granger Cause TR	AIC	10	3.078257	0.004626
DLNFA does not Granger Cause DLGDP	AIC	2	4.720564	0.011982
DLPI does not Granger Cause LCE	AIC	10	2.790271	0.00897
LCE does not Granger Cause DLGDP	AIC	14	2.423722	0.018214
LCE does not Granger Cause LPE	AIC	13	5.931382	0.00000926
LEI does not Granger Cause DLGDP	AIC	5	4.795901	0.000939
LUD does not Granger Cause DLGDP	AIC	6	5.474222	0.000158
TR does not Granger Cause DLGDP	AIC	5	19.39166	1.94E-11
LHI does not Granger Cause LCE	AIC	17	2.1988	0.0358
LCE does not Granger Cause LHI	AIC	8	3.4462	0.003
LPPG does not Granger Cause LCE	AIC	15	2.65954	0.0104
DLNFA does not Granger Cause LCE	SIC	10	2.15652	0.0385
LUD does not Granger Cause LCE	AIC	22	3.94499	0.0145
TR does not Granger Cause LCE	HQ	16	2.17605	0.0347
LCE does not Granger Cause TR	AIC	1	11.7763	0.001
DLPI does not Granger Cause LPE	HQ	12	2.98831	0.0048
LEI does not Granger Cause LPE	AIC	13	6.70552	2.00E-06
LHI does not Granger Cause LPE	AIC	13	4.13496	0.0003
LPE does not Granger Cause LHI	AIC	20	2.44137	0.0375
LPPG does not Granger Cause LPE	AIC	1	12.1291	0.0008
DLNFA does not Granger Cause LPE	AIC	13	6.23673	0.000005
LUD does not Granger Cause LPE	AIC	1	150.7005	0
LPE does not Granger Cause LUD	AIC	1	11.03513	0.000065
TR does not Granger Cause LPE	AIC	1	149.2745	0
LPE does not Granger Cause TR	AIC	1	6.951695	0.001724
LEI does not Granger Cause DLPI	AIC	4	6.290737	6.00E-06
DLPI does not Granger Cause LEI	AIC	1	129.1363	0.00E+00
LHI does not Granger Cause DLPI	AIC	4	4.694824	1.53E-04
DLPI does not Granger Cause LHI	AIC	1	168.1549	0.00E+00
LPPG does not Granger Cause DLPI	AIC	4	4.669621	1.62E-04
DLPI does not Granger Cause LPPG	AIC	1	273.115	0.00E+00
DLNFA does not Granger Cause DLPI	AIC	4	5.683407	1.90E-05
DLPI does not Granger Cause DLNFA	AIC	1	187.1342	0.00E+00
LUD does not Granger Cause DLPI	AIC	5	5.379391	1.20E-05
DLPI does not Granger Cause LUD	AIC	1	10.95386	7.00E-05



TR does not Granger Cause DLPI	AIC	3	12.65418	0.00E+00
LHI does not Granger Cause LEI	AIC	1	155.8764	0.00E+00
LEI does not Granger Cause LHI	AIC	1	175.5567	0.00E+00
LPPG does not Granger Cause LEI	AIC	1	149.322	0.00E+00
LEI does not Granger Cause LPPG	AIC	1	288.4039	0.00E+00
DLNFA does not Granger Cause LEI	AIC	1	152.3441	0.00E+00
LEI does not Granger Cause DLNFA	AIC	1	196.7869	0.00E+00
LUD does not Granger Cause LEI	AIC	5	3.48416	7.80E-03
TR does not Granger Cause LEI	SIC	3	16.7808	0.00E+00
LPPG does not Granger Cause LHI	SIC	2	2.99889	5.63E-02
LHI does not Granger Cause LPPG	AIC	19	2.02685	0.0662
DLNFA does not Granger Cause LHI	AIC	14	1.98979	0.0506
LUD does not Granger Cause LHI	AIC	21	2.74358	0.0325
TR does not Granger Cause LHI	SIC	3	4.71889	0.0048
LHI does not Granger Cause TR	AIC	1	3.39542	0.0694
DLNFA does not Granger Cause LPPG	AIC	5	3.92162	0.0038
TR does not Granger Cause LPPG	AIC	20	2.2444	0.0528
LPPG does not Granger Cause TR	HQ	1	4.94884	0.0292
LUD does not Granger Cause DLNFA	AIC	5	4.58902	0.0013
TR does not Granger Cause DLNFA	SIC	3	21.8824	0
TR does not Granger Cause LUD	HQ	3	4.31116	0.0077
LUD does not Granger Cause TR	HQ	3	8.13156	0.0001

Tabla 3: Modelo de estimación de corrección de errores

Variable	Coefficient	Prob.
C	1.698788	0
D(LCE)	0.03957	0.42
D(LCE(-1))	-0.155313	0.0129
D(LPI)	0.175997	0
D(LPI(-1))	-0.117338	0
D(LPI(-2))	0.061764	0.0018
D(LEI)	0.047391	0.0049
D(LEI(-1))	-0.056361	0.0005
D(LEI(-2))	-0.046823	0.0004
D(LHI)	0.021254	0.0502
D(LHI(-1))	0.03404	0.0028
D(LHI(-2))	-0.018165	0.0854
D(LPPG)	0.012502	0.6078
D(LPPG(-1))	-0.066731	0.0217
D(LPPG(-2))	-0.057543	0.0151
D(LNFA)	-0.194734	0
D(LNFA(-1))	0.126402	0.0001
D(LUD)	0.004042	0.2888
D(LUD(-1))	-0.00627	0.1773
D(LUD(-2))	-0.019862	0.0001
D(TR)	1.71E-09	0.2409
D(TR(-1))	1.90E-08	0
D(TR(-2))	2.03E-08	0
D18Q01	0.139711	0
D11Q02	0.08654	0.0002
D08Q4	-0.050439	0.0057