

POLÍTICA FISCAL Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN BOLIVIA: EVIDENCIA A PARTIR DE UN MODELO ARDL (2008–2019)

María Alejandra Barja Sivila¹

1 Graduada de Ingeniería Económica - UPSA. mariaalejandrabarjasivila@gmail.com

Resumen

El presente trabajo analiza la relación entre la política fiscal y la actividad económica en Bolivia durante el periodo 2008–2019, caracterizado por elevados ingresos fiscales derivados de las exportaciones de hidrocarburos y una expansión sostenida del gasto público. El estudio evalúa las interacciones dinámicas entre variables fiscales y el Índice Global de Actividad Económica (IGAE) mediante la aplicación de un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL).

Los resultados proporcionan evidencia de la existencia de una relación de largo plazo entre la actividad económica y el conjunto de variables explicativas, lo cual es confirmado mediante la prueba de límites (Bounds Test) y la significancia del término de corrección de errores. En el corto plazo, la actividad económica se encuentra fuertemente influenciada por sus propios valores rezagados, mientras que las variables fiscales presentan efectos dinámicos a través de distintos rezagos.

En el largo plazo, los ingresos fiscales muestran una relación negativa y estadísticamente significativa con la actividad económica, lo que sugiere que incrementos en los ingresos públicos —en gran medida asociados a rentas provenientes de recursos naturales durante el periodo analizado— no necesariamente se traducen en una expansión económica sostenida. Por su parte, el gasto público no presenta un efecto estadísticamente significativo en el largo plazo dentro del modelo estimado.

Estos resultados resaltan la complejidad de la relación entre política fiscal y desempeño económico en economías dependientes de recursos naturales, y subrayan la importancia de considerar factores estructurales al evaluar los efectos macroeconómicos de la política fiscal.

Palabras clave: Política fiscal, actividad económica, modelos ARDL, series de tiempo, Bolivia.

Abstract

This paper analyzes the relationship between fiscal policy and economic activity in Bolivia during the period 2008–2019, a period characterized by high revenues derived from hydrocarbon exports and sustained expansion of public spending. The study evaluates the dynamic interactions between fiscal variables and the Global Index of Economic Activity (IGAE) using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model.

The results provide evidence of a long-run relationship between economic activity and the set of explanatory variables, as confirmed by the bounds testing approach and the significance of the error correction term. In the short run, economic activity is strongly influenced by its own past values, while fiscal variables exhibit dynamic effects through different lags.

In the long run, fiscal revenues show a statistically significant negative relationship with economic activity, suggesting that increases in public revenues — largely associated with resource-based income during the study period — do not necessarily translate into sustained economic expansion. Public expenditure, on the other hand, does not present a statistically significant effect in the long run within the estimated model.

These findings highlight the complex relationship between fiscal policy and economic performance in resource-dependent economies and underscore the importance of considering structural factors when evaluating the macroeconomic effects of fiscal policy.

Key words: Fiscal policy, economic activity, ARDL model, time series, Bolivia.

1. Introducción

Este trabajo analiza la relación entre política fiscal y actividad económica en Bolivia durante el periodo 2008-2019, caracterizado por elevados ingresos fiscales provenientes del sector hidrocarburífero. A partir de modelos ARDL se evalúa la existencia de relaciones de corto y largo plazo entre variables fiscales y el Índice Global de Actividad Económica (IGAE).

El año 2003 inició el ciclo de precios altos de las materias primas y el 2005, con la nueva ley de hidrocarburos, empieza la época de gran “cosecha” del sector hidrocarburífero.

El año 2006 la nacionalización de los hidrocarburos en medio de un contexto de una tendencia creciente del precio del petróleo West Texas Intermediate (WTI) dio como resultado el aumento de la renta petrolera, que más la rápida expansión de la actividad económica dieron paso a un crecimiento sostenido de los ingresos fiscales.

En el año 2006 se generó un histórico superávit fiscal de 4,58% del Producto Interno Bruto, lo cual no se había registrado desde hacía más de 66 años en el país. El panorama mostraba una economía estable y en expansión, con los principales indicadores en sus mejores niveles históricos y con un nivel creciente de recursos fiscales que permitieron financiar una fuerte expansión del gasto público.

Sin embargo, tras la caída del precio del petróleo en el año 2015, la economía boliviana enfrentó una reducción drástica de ingresos externos proveniente de los hidrocarburos (y en menor medida de la minería) que, sumado al menor crecimiento económico, derivaron en un estancamiento de los ingresos fiscales, con crecimientos muy moderados en los últimos años.

Figura 1.1. Operaciones consolidadas del sector público no financiero (2006 – 2019)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la UDAPE.

Para un prudente manejo de la política fiscal, que priorice la estabilidad macroeconómica de largo plazo, es sabido que se deben considerar estos cambios en los ciclos económicos, pues si los ingresos fiscales de un país dependen en gran medida de los recursos naturales, los compuestos del presupuesto estarán influenciados por los shocks externos en los precios de estos recursos. Esta situación vuelca la mirada a la literatura que hace referencia a la “maldición de los recursos naturales”, también llamada “paradoja de la abundancia”, una hipótesis que sostiene que los países que explotan recursos naturales no renovables, tienen un menor crecimiento económico en contraste con aquellos que no.

Para muchos países en desarrollo, la administración de los recursos naturales y del aumento de ingresos fiscales que éstos conllevan es una carga pesada. (...). El carácter volátil, incierto y agotable de los ingresos provenientes de los recursos naturales debe tenerse muy en cuenta al planear un aumento asociado del gasto público. (Montero, 2023, p.86)

Según Montero (2023), el análisis empírico sugiere que los gobiernos que dependen menos de impuestos generales (y más de recursos extractivos) tienden a ser menos transparentes, responsables y eficientes, lo que lleva a un deterioro de los índices e indicadores respecto a cómo se

encuentra la sociedad respecto a valores éticos, morales, credibilidad, confianza y gobernanza; y que esto a su vez tiene un efecto perjudicial para la innovación, inversiones y desarrollo empresarial, factores importantes para el crecimiento económico de largo plazo. Analizando estos indicadores, se evidencia éstos han desmejorado en el caso de Bolivia, señalando una desconfianza en las instituciones y en su uso de los recursos fiscales.

2. Planteamiento del problema

El problema principal de la investigación es verificar la naturaleza de las relaciones entre las variables fiscales y la de crecimiento económico de Bolivia en el corto y largo plazo mediante la construcción de un modelo ARDL adecuado, con el fin de analizar las decisiones de política fiscal tomadas en el periodo de estudio.

3. Metodología

Para la presente investigación se utilizó la metodología econométrica de modelos autorregresivos de rezagos distribuidos o Autorregresive Distributive Lags (ARDL, por sus siglas en inglés) con el fin de capturar las relaciones dinámicas entre las variables de política fiscal y de crecimiento económico para el periodo 2008-2019.

Al añadir otras variables a una regresión y sus rezagos, el resultado es un modelo ARDL.

Es autorregresivo porque están incluidos los valores rezagados de la variable dependiente como variables explicativas, como en una autorregresión; y de rezagos distribuidos porque la regresión incluye así mismo varios rezagos (una distribución de rezagos) de un predictor adicional.

Ecuación 3.1. Modelo ARDL (p, q)

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 X_{t-2} + \dots + \delta_q X_{t-q} + u_t$$

Donde $E(u_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) = 0$ implica que ningún rezago adicional ni de Y ni de X pertenece al modelo ARDL.

Para superar el problema de no estacionariedad y restricciones previas en la estructura de rezago de un modelo, el análisis econométrico de datos de series de tiempo se ha incrementado cada vez más avanzando principalmente hacia temas de cointegración.

Si las variables no se cointegran, se tiene el problema de la regresión espuria y los resultados se vuelven casi sin sentido. Por otro lado, si las variables se cointegran, entonces se tiene cointegración o relaciones de largo plazo entre variables.

El ARDL (Autoregressive Distributed Lag) (Nkoro, 2016) es una metodología de series de tiempo que permite conocer la elasticidad o variaciones de variables en el corto y largo plazo.

Cuando no existe un vector de cointegración, no se puede aplicar el procedimiento de cointegración de Johansen y Juselius (Johansen, 1992). Por lo tanto, es imperativo explorar Pesaran y Shin (1995) y (Pesaran, 2001), propusieron un enfoque de retardo distribuido autorregresivo (ARDL) para la cointegración o el procedimiento ligado para una relación de largo plazo, independientemente de si las variables subyacentes son $I(0)$, $I(1)$ o una combinación de ambos. En tal situación, la aplicación del enfoque ARDL a la cointegración proporcionará estimaciones realistas y eficientes. A diferencia del procedimiento de cointegración de Johansen y Juselius (1992), el enfoque de retardo distribuido autorregresivo (ARDL) para la cointegración ayuda a identificar el vector o los vectores de cointegración.

Es decir, cada una de las variables subyacentes se mantiene como una única ecuación de relación de largo plazo. Si se identifica un vector de cointegración (es decir, la ecuación subyacente), el modelo ARDL del vector de cointegración se reparametriza tomando en cuenta el Error Cuadrático Medio (ECM). El resultado reparametrizado proporciona una dinámica de corto plazo (es decir, ARDL tradicional) y una relación de largo plazo de las variables de un solo modelo. La re-parametrización es posible porque el ARDL es una ecuación de modelo único dinámico y de la misma forma que el ECM. Modelo de rezago distribuido simplemente significa la inclusión de rezago no restringido de los regresores en una función de regresión.

La forma general de un modelo ARDL es:

Ecuación 1.2. Forma general de un modelo ARDL

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \gamma_{1j} X_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k} \gamma_{kj} X_{k,t-j} + \epsilon_t$$

Donde:

Y_t es la variable dependiente.

$X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{k,t}$ son las variables independientes.

p es el número de rezagos de la variable dependiente.

$q_1, q_2, \dots, q_k$ son los números de rezagos de las variables independientes.

α es el término constante.

β_i son los coeficientes autorregresivos.

γ_{ij} son los coeficientes de los rezagos distribuidos.

ϵ_t es el término de error.

En particular, el modelo ARDL resulta idóneo para analizar relaciones de equilibrio a largo plazo sin requerir que todas las variables sean estacionarias en el mismo orden. Ha sido ampliamente utilizado para analizar el impacto fiscal en la economía de los países.

Gallo R. (2023), analiza el impacto de la deuda pública en el crecimiento económico en la economía peruana, así como su efecto sobre el crecimiento económico en el largo plazo. Para esto considera el periodo 2000-2022, en el cual existen dos acontecimientos internacionales de gran relevancia: la crisis financiera del 2008 y la crisis sanitaria del COVID-19 en el 2020. La investigación recurre a la estimación del modelo ARDL y EF, y concluye mediante la primera que, en promedio la deuda pública tiene un impacto negativo sobre el crecimiento económico a largo plazo, contrastando con la estimación por EF que concluye lo contrario.

Acosta T. & Ipanaque L. (2023), analizaron los resultados de la aplicación de los instrumentos de la política fiscal en el sector agrario peruano con la hipótesis de que la política fiscal tiene efectos positivos en el sector, cuya metodología implicó el uso del Modelo Autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL) para predecir las probabilidades de los diferentes resultados posibles de una variable dependiente categórica, dado un conjunto de variables independientes. El resultado principal: la política fiscal genera un impacto positivo en el sector agrario, debido a la composición completa de los coeficientes con probabilidad menor al 5% exclusivamente de los Impuestos en las Exportaciones y PBI del Sector Agrario. Cordova G. (2022), analiza si la inversión por parte del Estado representa una reducción en la inversión privada en el Ecuador. Con este objetivo realizó un análisis descriptivo en las variables PIB, Inversión Pública e Inversión Privada, Tasa de Interés Activa y Créditos al sector privado, usando los datos de manera anual entre los años 2002-2020; para conocer la estacionariedad en estas se usó el test de Bound; y finalmente se aplicó un modelo ARDL para conocer la evolución de las variables. Como principal conclusión se tiene que la Inversión pública tiene influencia en Inversión privada a largo plazo en el periodo estudiado.

Sagastume, V. & Noel, N. (2023), analizan la reacción de los impuestos como estabilizadores automáticos ante el ciclo económico y si hubo cambios estructurales en la capacidad recaudatoria del gobierno de Honduras, dado el proceso de consolidación fiscal que los países debieron seguir producto de la pandemia COVID-19. Así, este trabajo es una aproximación de Boyanzas Tributarias de Honduras, en función del PIB real, de los principales impuestos de su sistema tributario, y de los Ingresos Tributarios en su conjunto, en el periodo 2001 a 2022. La estimación de las boyanzas tributarias se realizó mediante un modelo ARDL, que se transformó en un Modelo de Corrección de Errores (MCE) para poder distinguir entre boyanzas de largo y corto plazo. Se evaluó las boyanzas en el ciclo económico, estimando el ciclo mediante el uso del filtro Hodrick y Prescott al PIB y al Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE). Los resultados indican que los Ingresos Tributarios como un todo, así como todos los impuestos funcionan bien como estabilizadores automáticos.

Para el caso de Bolivia, Renjifo (2023) utiliza un modelo ARDL para analizar la relación entre la Balanza de Pagos, Balance Fiscal y el Crecimiento del PIB. Para esto divide los datos en tres periodos, presentando un modelo ARDL del periodo 1990-2005, un modelo ARDL del periodo 2006-2013 y un modelo ARDL del periodo 2014-2020. La hipótesis del trabajo, “Los constantes déficits fiscales que experimenta el sector público, asociados a los desequilibrios en cuenta corriente de balanza de pagos influyen negativamente en la trayectoria del crecimiento del PIB en el largo plazo” es aceptada para el periodo de 1990-2005 de manera conjunta, de 2006 a 2013 en lo que respecta a la Balanza de Pagos y únicamente del déficit fiscal en el periodo de 2014 a 2020.

3.1. Selección de Variables

Se decide usar datos en frecuencia mensual debido a que tener un mayor

número de observaciones en el mismo periodo de tiempo mejora la precisión de las estimaciones y la robustez del análisis pues los modelos ARDL se benefician de una alta frecuencia de datos. Al haber una mayor granularidad temporal, se identifican mejor los patrones estacionales, ciclos económicos de corta duración y otros fenómenos que podrían no ser evidentes con datos trimestrales o anuales con los cuales se puede tener problemas de agregación temporal que pueden ocultar o distorsionar las relaciones entre las variables.

Por tanto, se decide usar como variable de crecimiento económico al IGAE y no al PIB.

3.1.1. Variable Dependiente

- **Índice Global de Actividad Económica (IGAE)**

El IGAE es un indicador que muestra la evolución de la actividad económica del país, con periodicidad mensual. Se define como un índice sintético mensual, cuyo objetivo es el de proporcionar una estimación de medición del comportamiento de la actividad económica en el corto plazo. (INE, 2024). El IGAE y sus variaciones son estimaciones anticipadas y aproximadas de la evolución de la actividad económica, resultado del agregado de índices de producción sectorial, se diferencia del Producto Interno Bruto (PIB) que es resultante de un balance macroeconómico contable entre la oferta y demanda a precios constantes (INE, 2024).

El IGAE se expresa mediante un índice de volumen físico con base en el año 1990, con desagregación según principal actividad económica de la clasificación de las cuentas nacionales de Bolivia, y toma como fuente toda la información mensual disponible. (INE, 2024).

La serie del IGAE fue extraída de la base de datos del Instituto Nacional de Estadística

(INE). Es debido a la disponibilidad de los datos que se elige el periodo de estudio 2008-2019, pues no existen disponibles datos del IGAE para periodos anteriores a este.

3.1.2. Variables de Política Fiscal

Las series de estas variables fueron obtenidas del boletín mensual del Banco Central de Bolivia de diciembre de 2022, cuya fuente es el Ministerio de Economía y Finanzas Públicas.

- **Ingresos totales del sector público no financiero**

Los ingresos totales del sector público no financiero se componen de dos cuentas principales: 1) Los ingresos corrientes, los cuales son el resultado de la suma de los ingresos tributarios (renta interna, renta aduanera y regalías mineras), los impuestos sobre hidrocarburos, las ventas de hidrocarburos, las ventas de otras empresas públicas, las transferencias corrientes y otros ingresos corrientes; y 2) Los ingresos de capital.

- **Egresos totales del sector público no financiero**

Los egresos o gastos totales del sector público no financiero se componen de: 1) Egresos corrientes, los cuales son la suma de las cuentas de egresos en servicios personales, bienes y servicios, intereses y comisiones de deuda externa, intereses y comisiones de deuda interna, transferencias corrientes y otros egresos corrientes; y 2) Egresos de capital.

3.1.3. Variables del Sector Real

- **Índice de Precios al Consumidor (CPI)**

Como variable representativa de la inflación, se utiliza el índice de precios al consumidor, serie que fue obtenida del Sistema de Información Económica del Fondo Latinoamericano de Reservas - FLAR.

- **Tipo de Cambio Real Multilateral (TCRM)**

El TCRM se considera como una medida de inflación del país respecto a las economías con las que más se comercia. Mide el valor del boliviano en relación con una canasta de monedas extranjeras, ajustado por diferencias en los niveles de precios. Este indicador muestra la competitividad internacional de la economía boliviana. Esta variable fue extraída de la base de datos del BCB.

3.1.4. Variable Externa

- **Precio internacional del petróleo (WTI)**

El precio del West Texas Intermediate, un referente global para el precio del petróleo, influye en la economía boliviana debido a que está fuertemente relacionado a los ingresos fiscales por exportación de hidrocarburos. La serie fue extraída del Instituto Nacional de Estadística (2024).

4. Modelación y Resultados

4.1. Test de Raíces Unitarias Dickey-Fuller Aumentada

Con la finalidad de convertir a las series en estacionarias, esto es una transformación a series sin tendencia, se procede a la identificación de raíces unitarias, mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada.

Mediante la prueba estándar de raíz unitaria del software EViews se hace las pruebas a cada serie.

Cuadro 4.1. Pruebas de Raíces Unitarias DFA

Dickey-Fuller Aumentada (DFA)							
Variable	En niveles			En primera diferencia			Orden de integración [I(d)]
	Especificación	Estadístico t	Prob.	Especificación	Estadístico t	Prob.	
IGAE	Intercepto	-0.2470	0.9283	Intercepto	-9.8905	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-5.0924	0.0002	Tendencia e intercepto	-9.8706	0.0000	1
	Ninguno	2.1633	0.9927	Ninguno	-12.6822	0.0000	1
L_INGTOT	Intercepto	-1.5322	0.5145	Intercepto	-11.4568	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-1.2327	0.8993	Tendencia e intercepto	-11.5025	0.0000	1
	Ninguno	1.1207	0.9316	Ninguno	-11.3821	0.0000	1
L_EGRTOT	Intercepto	-1.9229	0.3210	Intercepto	-10.5103	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-11.7960	0.0000	Tendencia e intercepto	-10.4945	0.0000	0
	Ninguno	0.8569	0.8939	Ninguno	-10.4158	0.0000	1
CPI	Intercepto	-1.4018	0.5799	Intercepto	-7.6959	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-0.7933	0.9631	Tendencia e intercepto	-7.8219	0.0000	1
	Ninguno	4.0007	1.0000	Ninguno	-3.1471	0.0000	1
TCRM	Intercepto	-2.0152	0.2801	Intercepto	-6.5787	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-2.7741	0.2094	Tendencia e intercepto	-6.6723	0.0000	1
	Ninguno	-2.4131	0.0158	Ninguno	-6.6879	0.0000	1
L_WTI	Intercepto	-2.5909	0.0973	Intercepto	-6.4999	0.0000	1
	Tendencia e intercepto	-3.2530	0.0786	Tendencia e intercepto	-6.4890	0.0000	1
	Ninguno	-0.6067	0.4530	Ninguno	-6.5059	0.0000	1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCB, FLAR, INE.

En el cuadro 4.1 se puede constatar que las series cumplen con el requerimiento de los modelos ARDL de ser estacionarias en niveles, I (0) o en primera diferencia, I (1).

4.2. Estimación de los parámetros

La estimación de los modelos se realizó mediante el software EViews, inicialmente se inicia con la modelación de un pronóstico ARIMA automático para luego tomar decisiones respecto a qué componentes agregar o quitar.

4.3. El Modelo ARDL

Un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos permite determinar los efectos dinámicos y contemporáneos de las variables exógenas sobre la variable distribuida. En este caso, se pretende determinar los términos autorregresivos de mayor importancia para los efectos explicativos del fenómeno de estudio (efectos de la política fiscal). El modelo propuesto contempló las variables IGAE, CPI, Ingresos Totales, Egresos Totales y WTI. Se puede observar que luego de controlar la autocorrelación con la inclusión de los rezagos óptimos, esto evidenciado por el estadístico Durbin-Watson (2.06), y controlar

la heterocedasticidad al obtener un F-estadístico del test ARCH de 0.248 mayor a 0,05, además de minimizar la matriz de varianza-covarianza de los errores con el algoritmo HAC Newey-West, el modelo presenta un coeficiente de determinación R^2 de 0.987 y un F-estadístico de significancia global de 322 desviaciones estándar, y variables individuales significativas observados en los p-values; se puede identificar que el modelo cumple con los supuestos de econometría clásica (como ser multicolinealidad, correlación y heterocedasticidad) y econometría moderna, (estacionariedad y no autocorrelación de los rezagos con el término de error).

Es de esta manera que el modelo ARDL (4,2,3,3,1,3), seleccionado por el criterio Akaike, indica que, en el corto plazo, el IGAE es explicado por 4 rezagos de sí mismo; el CPI es significativo y dinámico con coeficientes positivos y negativos en distintos rezagos. Los Ingresos Totales, entendidos como la recaudación fiscal, tienen un fuerte impacto negativo en el presente y positivo en rezagos. Los Egresos totales muestran un comportamiento similar al Ingreso, con impactos diferidos.

Respecto al petróleo, WTI, se puede ver que los efectos sobre la economía son disímiles, con un efecto positivo en el presente pero negativo en rezagos, esto debido a las fluctuaciones y los canales de transmisión de los precios, esto significa que precios internacionales altos afectan de manera rezagada en el tiempo. Un shock de precios a economías pequeñas y abiertas como la de Bolivia, en un primer momento, se canaliza como mayores ingresos por la relación que existe con los derivados del petróleo como ser el gas, en el sentido de que los precios altos recién afectan a la economía vía ingresos en 3 meses, sin embargo, la inflación mundial y el incremento de los precios de los insumos hace que el efecto quede diluido; este efecto sobre los países productores de hidrocarburos ha sido contrastado en diversos artículos académicos donde se evidencia los efectos asimétricos de los precios de petróleo sobre los países productores.

Respecto al TCRM como una medida de inflación del país respecto a las economías con las que más se comercia para el periodo 2008-2019, se observa que la variable es no significativa.

Cuadro 4.2. Modelo ARDL (2008-2019)

ARDL				
Dependent Variable: IGAE Method: ARDL Date: 05/14/24 Time: 19:58 Sample (adjusted): 2008M05 2019M12 Included observations: 140 after adjustments Maximum dependent lags: 4 (automatic selection) Model selection method: Akaike info criterion (AIC) Dynamic regressors (4 lags, automatic): CPI_COMPLETO L_INGTOTCOMPLETO TCRM_COMPLETO L_WTICOMPLETO L_EGRTOTCOMPLETO Fixed regressors: D2013M11 D2009M11 D2019M11 @EXPAND(@QUARTER, @DROPFIRST) C Number of models evaluated: 12500 Selected Model: ARDL (4, 2, 3, 1, 3) HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
IGAE(-1)	0.627555	0.072119	8.701695	0.0000
IGAE(-2)	-0.441018	0.071803	-6.142065	0.0000
IGAE(-3)	0.148452	0.065815	2.255603	0.026
IGAE(-4)	0.129023	0.063916	2.018628	0.0459
CPI_COMPLETO	-3.752123	1.314636	-2.854116	0.0051
CPI_COMPLETO(-1)	8.458395	2.241105	3.774207	0.0003
CPI_COMPLETO(-2)	-2.950024	1.420012	-2.077464	0.04
L_INGTOTCOMPLETO	-13.62408	3.640561	-3.742303	0.0003
L_INGTOTCOMPLETO(-1)	-9.393464	3.338213	-2.81392	0.0058
L_INGTOTCOMPLETO(-2)	12.66528	3.680653	3.441043	0.0008
L_INGTOTCOMPLETO(-3)	-11.161	5.207642	-2.143197	0.0343
TCRM_COMPLETO	-0.586285	0.675823	-0.867512	0.3875
TCRM_COMPLETO(-1)	-0.247713	1.015606	-0.243906	0.8077
TCRM_COMPLETO(-2)	1.860084	0.90739	2.049928	0.0427
TCRM_COMPLETO(-3)	-1.417978	0.675619	-2.098784	0.0381
L_WTICOMPLETO	18.05008	6.341814	2.846202	0.0053
L_WTICOMPLETO(-1)	-10.59079	7.523281	-1.407735	0.162
L_EGRTOTCOMPLETO	11.52471	2.530705	4.553953	0.0000
L_EGRTOTCOMPLETO(-1)	-10.65756	2.398224	-4.44394	0.0000
L_EGRTOTCOMPLETO(-2)	-8901546	2.90047	-3.069001	0.0027
L_EGRTOTCOMPLETO(-3)	12.29457	3.792159	3.242102	0.0016
D2013M11	-17.079	1.788134	-9.551298	0.0000
D2009M11	-8.422127	2.459103	-3.424877	0.0009
D2019M11	-10.93785	6.187477	-1.767739	0.0798
@QUARTER=2	21.97281	3.608882	6.088535	0.0000
@QUARTER=3	19.17925	2.053046	9.341853	0.0000
@QUARTER=4	23.21105	2.626206	8.838244	0.0000
C	121.0749	65.44168	1.850119	0.0669
R-squared	0.987286	Mean dependent var		257.8996
Adjusted R-squared	0.984221	S.D. dependent var		43.80407
S.E. of regression	5.502389	Akaike info criterion		6.425098
Sum squared resid	3390.944	Schwarz criterion		7.013427
Log likelihood	-421.7569	Hannan-Quinn criter.		6.664177
F-statistic	322.1221	Durbin-Watson stat		2.061291
Prob(F-statistic)	0.000000			
*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.				

Fuente: Elaboración propia.

En el siguiente cuadro se presenta el resumen de los estadísticos del modelo, así como de las pruebas realizadas sobre el mismo para evaluar el cumplimiento de los supuestos respecto de la normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad, los cuales validan el modelo.

Cuadro 4.3. Modelo ARDL (2008-2019)

Resumen de estadísticos del modelo ARDL	
Media variable dependiente	257.8696
Desviación Estándar	43.80407
Akaike	6.425098
Durbin Watson	2.061291
Asimetría	-0.183099
Curtosis	2.780078
Jarque Bera	1.064389
Prob.	0.587315
ARCH 1 F-Statistic	0.248
ARCH 2 F-Statistic	0.3731
B-G LM Test Prob. F	0.447
B-G LM Tes Prob. Chi-cuadrado	0.3926
Observaciones	140

Fuente: Elaboración propia.

Para probar las relaciones dinámicas entre las variables se hace la prueba Long Run Form and Bound Test, de la cual Eviews genera 3 tablas. La primera tabla (cuadro 4.4) corresponde a la regresión de corrección de errores condicional (CEC), la segunda a la ecuación en niveles (cuadro 4.5) y la tercera a la prueba de límite o bound test (cuadro 4.6).

El cuadro 4.4. muestra las estimaciones de mínimos cuadrados correspondientes a la regresión CEC asociada al modelo ARDL. El modelo de corrección de errores condicional nos permite analizar la dinámica de corto plazo y la velocidad de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. El coeficiente del término de error IGAE(-1) es -0.583448 con un valor t de -5.94845 y una probabilidad de 0.0000, lo que indica una alta significancia estadística. Este valor negativo significa que existe un mecanismo de corrección de errores en el modelo y que aproximadamente 58,34% del desequilibrio se corrige en cada periodo. La variables D(IGAE(-1), D(IGAE(-2)), D(IGAE(-3)) muestran coeficientes significativos, lo que indica que la dinámica pasada del IGAE afecta su comportamiento en el presente. Los ingresos totales también tienen un efecto importante en el corto plazo. Los egresos totales también impactan fuertemente a la variable dependiente. También se observa que las variables de trimestre y eventos como D2013M11 y D2019M11 son significativas, lo que sugiere que factores de tiempo y shocks pueden influir en el modelo.

Cuadro 4.4. Modelo CEC (del modelo ARDL 2008-2019)

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	146.6282	59.87401	2.448946	0.0159
IGAE(-1)*	-0.583448	0.098084	-5.94845	0.0000
CPI_COMPLETO(-1)	1.904268	0.457378	4.163448	0.0001
L_INGTOTCOMPLETO(-1)	-25.01962	7.135535	-3.50634	0.0007
TCRM_COMPLETO(-1)	-0.465466	0.339901	-1.36942	0.1736
L_WTICOMPLETO(-1)	8.423468	3.857016	2.183934	0.0311
L_EGRTOTCOMPLETO(-1)	4.871288	7.578144	0.642808	0.5217
D(IGAE(-1))	0.221677	0.098869	2.24213	0.0269
D(IGAE(-2))	-0.24934	0.086049	-2.89767	0.0045
D(IGAE(-3))	-0.097692	0.068131	-1.43388	0.1544
D(CPI_COMPLETO)	-2.796568	1.57585	-1.77464	0.0787
D(CPI_COMPLETO(-1))	2.846184	1.66586	1.708538	0.0903
D(L_INGTOTCOMPLETO)	-12.83128	4.372582	-2.93449	0.0041
D(L_INGTOTCOMPLETO(-1))	1.604234	5.888101	0.272454	0.7858
D(L_INGTOTCOMPLETO(-2))	13.50092	4.405752	3.064386	0.0027
D(TCRM_COMPLETO)	-0.579668	0.6973	-0.83438	0.4058
D(TCRM_COMPLETO(-1))	-0.487993	0.72393	-0.67409	0.5016
D(TCRM_COMPLETO(-2))	1.497591	0.639888	2.340396	0.021
D(L_WTICOMPLETO)	18.18278	6.479762	2.806088	0.0059
D(L_EGRTOTCOMPLETO)	10.55464	3.082754	3.423769	0.0009
D(L_EGRTOTCOMPLETO(-1))	-4.663443	5.632088	-0.82801	0.4094
D(L_EGRTOTCOMPLETO(-2))	-13.23997	3.36087	-3.93945	0.0001
D2013M11	-17.24493	5.771541	-2.98793	0.0035
D2009M11	-8.821597	5.822904	-1.51498	0.1326
D2009M11	-19.40262	6.051543	-3.20623	0.0018
@QUARTER=2	21.70328	4.245818	5.111685	0.0000
@QUARTER=3	19.66472	2.359044	8.335884	0.0000
@QUARTER=4	24.06198	3.427048	7.021197	0.0000
*p-value incompatible with t-Bounds distriction.				

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 4.5, la ecuación en niveles representa la relación de largo plazo entre las variables, sus errores estándar y estadísticos t, asimismo sus p-valores. El CPI con un coeficiente de 3.2767 y p-valor 0.0000 indica que un aumento en este índice de precios está positivamente correlacionado con el IGAE. Los ingresos

totales con un coeficiente -40.1376 y p-valor 0.0025, es negativa y significativa, indicando que los ingresos tienen un impacto negativo en el IGAE en el largo plazo. El TCRM, el WTI y los egresos totales no son estadísticamente significativos, lo que indica que el efecto de estas variables no es concluyente en el largo plazo.

Cuadro 4.5. Ecuación en niveles (del modelo ARDL 2008-2019)

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
CPI_COMPLETO	3.276659	0.408761	8.016078	0.0000
L_INGTOTCOMPLETO	-40.13762	12.96765	-3.095212	0.0025
TCRM_COMPLETO	-0.731158	0.740763	-0.987034	0.3258
L_WTICOMPLETO	13.91692	8.309383	1.674844	0.0968
L_EGRTOTCOMPLETO	7.94826	15.34265	0.51805	0.6054
C	225.8913	121.8256	1.854218	0.0663

Fuente: Elaboración propia.

La ecuación en niveles se expresa como EC (ecuación 4.1) y esta enlista el nombre de la variable dependiente menos una

expresión dentro de paréntesis. Esta es la ecuación de largo plazo, también llamada ecuación de corrección de errores.

Ecuación 4.1. Ecuación de corrección de errores (del modelo ARDL 2008-2019)

$$EC = IGAE - (3.2767 * CPI_COMPLETO - 40.1376 * L_INGTOTCOMPLETO - 0.7312 * TCRM_COMPLETO + 13.9169 * L_WTICOMPLETO + 7.9483 * L_EGRTOTCOMPLETO + 225.8913)$$

Cuadro 4.6. Prueba de límite F (del modelo CEC-ARDL 2008-2019)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	10.60431	10%	2.08	3
k	5	5%	2.39	3.38
		2.50%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15
Finite Sample: n=80				
Actual Sample Size	140	10%	2.303	3.154
		5%	2.55	3.606
		1%	3.351	4.587

Fuente: Elaboración propia.

La prueba de límite F (cuadro 4.6) evalúa la existencia de cointegración entre las variables. En el cuadro se muestra el estadístico F (10.60431) junto con sus límites de valores críticos asociados a su I(0) (más bajo) y I(1) (más alto) para la hipótesis nula de ausencia de relación en niveles entre la variable dependiente y las regresoras en el modelo CEC. Los valores críticos son dados para los niveles de significancia al 10%, 5%, 2.5% y 1% respectivamente. Esta tabla presenta los valores críticos computados bajo un régimen asintótico (tamaño de muestra igual a 1000) y adicionalmente provee valores críticos para regímenes de muestras finitas (tamaño de muestra de 30 a 80).

Dado que 10.60431 es mayor que los valores críticos superiores (I(1)) en todos los niveles de significancia, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de relación de largo plazo, confirmando la existencia de cointegración entre las variables.

Como conclusión, el modelo ARDL confirma la existencia de una relación de largo plazo entre el IGAE y las variables explicativas. El término de corrección de error negativo y significativo respalda la estabilidad del modelo. Y la prueba de límite F confirma la cointegración, por lo que el análisis de largo plazo es válido.

La selección de este modelo ARDL se determinó luego de comprobar mediante la evaluación de pronósticos si este fue capaz de acercarse a la realidad de la serie IGAE comparando la serie pronosticada (enero 2020 – diciembre 2022), a partir del mismo, con la serie real del IGAE (2008-2022), así también se compara con la serie construida por el software EViews, SARIMA automático, a partir de los datos del IGAE hasta 2019.

En el cuadro 4.7 se destaca el modelo ARDL con la menor tasa de variación respecto a la serie real.

Cuadro 4.7. Variación de pronósticos (2020-2022)

Variación de pronósticos respecto a la realidad					
Periodo	IGAE	F_ARDL_IGAE_ INSAMPLE	F_IGAE_AUTO_ SARIMA	F_ARDL_IGAE_ INSAMPLE	I_IGAE_AUTO_ SARIMA
ene-20	305.56	312.8925741	299.371068	2.40%	-2.02%
feb-20	277.83	295.8847307	284.5576418	6.50%	2.42%
mar-20	297.72	299.9545209	319.6182254	0.75%	7.35%
abr-20	232.49	319.7920022	332.886013	37.55%	43.18%
may-20	230.71	346.723053	325.112839	50.28%	40.92%
jun-20	268.18	340.7762445	332.8962089	27.07%	24.13%
jul-20	272.36	330.8952723	320.0423707	21.49%	17.51%
ago-20	278.97	329.7623738	326.8364737	18.21%	17.16%
sep-20	313.75	348.6563192	347.0169177	11.13%	10.60%
oct-20	343.12	338.0507137	353.8306656	-1.48%	3.12%
nov-20	333.88	335.7848147	325.2354157	0.57%	-2.59%
dic-20	338.45	341.4832233	348.2972061	0.89%	2.91%
ene-21	291.53	308.2505801	307.492926	5.73%	5.47%
feb-21	268.69	302.2516598	293.1599907	12.49%	9.11%
mar-21	315.49	325.7227085	327.2937878	3.24%	3.74%
abr-21	306.88	336.4021285	339.9022707	9.62%	10.76%
may-21	292.21	330.168807	332.1833068	12.99%	13.68%
jun-21	301.42	333.1343869	340.1263469	10.52%	12.84%
jul-21	297.29	335.7206437	327.8285217	12.93%	10.27%
ago-21	295.69	335.3703935	334.5335274	13.42%	13.14%
sep-21	316.68	340.9909993	354.1169522	7.68%	11.82%
oct-21	343.29	344.2395922	360.5965865	0.28%	5.04%
nov-21	334.85	345.0202712	332.5443565	3.04%	-0.69%
dic-21	342.49	349.7810103	355.4159562	2.13%	3.77%
ene-22	305.42	310.8873685	315.4988146	1.79%	3.30%
feb-22	286.98	300.5943002	301.381356	4.74%	5.02%
mar-22	325.00	324.0659095	334.7509036	-0.29%	3.00%
abr-22	320.03	339.2686298	347.0483374	6.01%	8.44%
may-22	301.90	335.2159777	339.5381982	11.04%	12.47%
jun-22	319.79	338.4418802	347.4837533	5.83%	8.66%
jul-22	306.85	337.7059606	335.4735623	10.06%	9.33%
ago-22	310.48	336.8038398	342.0069693	8.48%	10.15%
sep-22	329.53	336.5955774	361.1518108	2.14%	9.6%
oct-22	345.53	341.1549932	367.4962806	-1.27%	6.36%
nov-22	326.59	351.4062432	340.012786	7.60%	4.11%
dic-22	362.05	357.5159494	362.5645008	-1.25%	0.14%
				9.01%	9.56%

Fuente: Elaboración propia.

Así mismo se evaluaron estos modelos por medio de evaluación de pronósticos de EViews que calcula los estadísticos de precisión de pronósticos (Ver gráfico en el Anexo 1). En el cuadro 4.8 se observa que el modelo ARDL tiene mayor precisión que el modelo SARIMA automático en los indicadores MAE, MAPE y SMAPE.

Cuadro 4.8. Evaluación de pronósticos (2020-2022)

Indicadores de Evaluación de Pronósticos		
INDICADOR	Pronóstico de modelos del IGAE	
	F_IGAE_AUTO_SARIMA	F_Ardl_IGAE_INSAMPLE
RMSE	16.0287	16.16276
MAE	5.641906	5.152836
MAPE	1.982347	1.849376
SMAPE	1.819824	1.679779
Theil U	0.029287	0.029612
Theil U2	0.875171	0.914883
F-Stat	43.04065	27.6294
F-prob	0.000000	0.000000

Fuente: Elaboración propia.

4.4. Modelando Fuera de Muestra

Se modelaron varios modelos econométricos para la serie enero de 2008 a diciembre de 2017, esto con la finalidad

de pronosticar fuera de la muestra los periodos enero de 2018 a diciembre de 2019 para contrastar la fortaleza de la predictibilidad de los modelos ARDL.

En el cuadro 4.9 se presentan los detalles del mejor modelo. Los coeficientes de IGAE(-1) e IGAE(-2) son estadísticamente significativos ($p < 0.01$), lo que indica una fuerte relación con el pasado. Las variables dinámicas (F_TCRM_ARIMAAUTO, F_CPI_AUTOARIMA, F_EGRETOT_AUTOARIMA, F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2), algunas de sus rezagadas son significativas ($p < 0.05$), lo que sugiere que tienen un impacto en el IGAE, pero hay coeficientes que cambian de signo. Esto podría indicar inestabilidad o una relación no lineal. Las variables dummies son significativas, especialmente D2011M08 y D2017M01, lo que implica que ciertos eventos específicos de esos meses afectan el IGAE.

Con relación a la bondad de ajuste y validación del modelo, el R cuadrado (0.9887) y el R cuadrado ajustado (0.9847) son muy altos, lo que indica que el modelo explica casi toda la variabilidad del IGAE. Durbin-Watson (2.145) indica que no hay problemas severos de autocorrelación en los residuos.

Fuente: Elaboración propia.

y Jarque-Bera están dentro de los valores ideales que prueban la normalidad de los residuos. Del mismo modo la prueba ARCH de heterocedasticidad presenta estadísticos $f > 5\%$.

Cuadro 4.10. Resumen de estadísticos del modelo ARDL (2008-2017)

Resumen de estadísticos del modelo ARDL (2008-2017)	
Media variable dependiente	245.9826
Desviación Estándar	37.41261
Akaike	6.123897
Durbin Watson	2.145997
Asimetría	0.2298
Curtosis	2.864494
Jarque Bera	1.109706
Prob.	0.574157
ARCH 1 F-Statistic	0.618233
ARCH 2 F-Statistic	0.387423
B-G LM Test Prob. F	0.1778
B-G LM Tes Prob. Chi-cuadrado	0.1142
Observaciones	116

Fuente: Elaboración propia.

Se hace la respectiva Long run and Bound Test, cuyas tablas se muestran a continuación.

En el cuadro 4.11 se observa la regresión de corrección de errores condicional. El coeficiente del IGAE(-1) de -0.6081 con p-valor 0.0000 es el término de corrección de error, indica que cuando hay un desequilibrio en la relación de largo plazo el modelo se ajusta en un 60,81% en el siguiente periodo. Es decir, hay una relación de largo plazo entre las variables.

Cuadro 4.11. Modelo CEC (del modelo ARDL 2008-2017)

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.44191	45.92013	0.575824	0.5663
IGAE(-1)*	-0.608119	0.13744	-4.424616	0.0000
F_TCRM_ARIMAAUTO(-1)	-0.261252	0.316507	-0.825424	0.4114
F_CPI_AUTOARIMA(-1)	1.700158	0.498329	3.41172	0.001
F_EGRETOT_AUTOARIMA(-1)	0.001481	0.000883	1.677637	0.0971
F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2(-1)	-0.00284	0.00086	-3.301215	0.0014
D(IGAE(-1))	0.341844	0.128106	2.668447	0.0091
D(IGAE(-2))	-0.269424	0.090843	-2.96581	0.0039
D(IGAE(-3))	-0.110985	0.075754	-1.465069	0.1466
D(F_TCRM_ARIMAAUTO)	1.019215	1.622	0.628369	0.5314
D(F_TCRM_ARIMAAUTO(-1))	1.963162	1.49886	1.30977	0.1938
D(F_TCRM_ARIMAAUTO(-2))	3.425853	1.500064	2.283804	0.0249
D(F_CPI_AUTOARIMA)	-1.28044	1.619208	-0.790782	0.4313
D(F_CPI_AUTOARIMA(-1))	3.49884	1.770269	1.976446	0.0513
D(F_CPI_AUTOARIMA(-2))	-1.840751	1.641737	-1.121221	0.2654
D(F_EGRETOT_AUTOARIMA)	0.001684	0.000283	5.950228	0.0000
D(F_EGRETOT_AUTOARIMA(-1))	-0.000741	0.000595	-1.244529	0.2167
D(F_EGRETOT_AUTOARIMA(-2))	-0.001146	0.000321	-3.570664	0.0006
D(F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2)	-0.001997	0.000544	-3.670816	0.0004
D(F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2(-1))	0.000258	0.000818	0.315099	0.7535
D(F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2(-2))	0.001671	0.000705	2.370367	0.02
D(F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2(-3))	0.001382	0.000467	2.961234	0.004
D2013M01	-2.105886	5.112615	-0.4119	0.6814
D2012M01	-6.065461	5.083702	-1.193119	0.2361
D2011M01	-5.928079	5.444015	-1.088917	0.2793
D2010M01	-7.79464	5.265437	-1.480341	0.1425
D2011M08	-13.64959	4.955266	-2.754562	0.0072
D2017M01	-12.82508	5.528438	-2.319837	0.0227
@QUARTER=2	18.98492	4.017419	4.725652	0.0000
@QUARTER=3	18.05476	3.20753	5.628868	0.0000
@QUARTER=4	18.16206	4.034532	4.501652	0.0000

*p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 4.12 de la ecuación de niveles, se puede ver que existe una relación de cointegración entre las variables y el IGAE. El IPC y el gasto público influyen positivamente en la actividad económica. Los ingresos fiscales tienen un impacto

negativo, lo que podría reflejar efectos contractivos de la política fiscal. El TCRM no es significativo, lo que sugiere que las variaciones en el tipo de cambio real no afectan directamente al IGAE en el largo plazo.

Cuadro 4.12. Ecuación en niveles (del modelo ARDL 2008-2017)

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F_TCRM_ARIMAAUTO	-0.429607	0.561322	-0.765348	0.4462
F_CPI_AUTOARIMA	2.795765	0.510289	5.478783	0.0000
F_EGRETOT_AUTOARIMA	0.002435	0.001027	2.369978	0.0201
F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2	-0.00467	0.00143	-3.265418	0.0016
C	43.48146	80.80809	0.538083	0.5919

Fuente: Elaboración propia.

Ecuación 4.2. Ecuación de corrección de errores (ARDL 2008-2017)

$$EC = IGAE - (-0.4296 * F_TCRM_ARIMAAUTO + 2.7958 * F_CPI_AUTOARIMA + 0.0024 * F_EGRETOT_AUTOARIMA - 0.0047 * F_INGTOTF_ARIMAPROPIO2 + 43.4815)$$

El F-Bound Test (cuadro 4.13) indica que hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de que no existe una

relación de cointegración, lo que implica que las variables involucradas tienen una relación estable a largo plazo.

Cuadro 4.13. Prueba de límite F (del modelo CEC-ARDL 2008-2017)

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	4.481663 4	Asymptotic: n=1000		
		10%	2.2	3.09
		5%	2.56	3.49
		2.50%	2.88	3.87
Actual Sample Size	116	1%	3.29	4.37
		Finite Sample: n=80		
		10%	2.303	3.22
		5%	2.688	3.698
		1%	3.602	4.787

Fuente: Elaboración propia.

En resumen, las tres pruebas indican que hay una relación dinámica y estable entre las variables estudiadas, tanto a corto como a largo plazo, y que las políticas relacionadas con el IPC tienen efectos significativos.

El modelo presentado fue el mejor pronosticando la serie real del IGAE. Como se observa en el cuadro 4.14, en promedio, el modelo ARDL4 presenta la menor tasa de variación (-1.61%).

Del mismo modo, este resulta el modelo que más minimiza los estadísticos de precisión de pronósticos (cuadro 4.15) (Ver gráfico en el Anexo 2).

Cuadro 4.14. Variación de pronósticos (2018-2019)

Variación de pronósticos respecto a la realidad							
Periodo	IGAE	IGAE_ARDL _09_17	IGAE_ARDL _4	SARIMAout 2	IGAE_ARDL _09_17	IGAE_ARDL _4	SARIMAout 2
ene-18	283.48	305.50835	290.951694	285.77	7.77%	2.63%	0.81%
feb-18	266.50	299.327464	273.621552	271.65	12.32%	2.67%	1.93%
mar-18	303.00	323.492226	296.846605	307.72	6.76%	-2.03%	1.56%
abr-18	318.34	331.743837	310.614859	322.03	4.21%	-2.43%	1.16%
may-18	311.48	321.74219	304.944621	316.02	3.29%	-2.10%	1.46%
jun-18	316.98	328.219687	312.747503	315.46	3.55%	-1.33%	-0.48%
jul-18	303.28	321.964583	306.475885	310.97	6.16%	1.05%	2.54%
ago-18	313.25	311.340043	303.176975	315.08	-0.61%	-3.22%	0.58%
sep-18	332.88	317.581409	315.709245	337.45	-4.59%	-5.16%	1.38%
oct-18	340.12	327.244957	322.509287	343.88	-3.78%	-5.18%	1.11%
nov-18	324.80	322.288022	312.549098	331.70	-0.77%	-3.77%	2.12%
dic-18	330.36	335.785261	324.264985	337.72	1.64%	-1.85%	2.23%
ene-19	293.23	313.706692	294.52478	303.09	6.98%	0.44%	3.36%
feb-19	275.68	298.633088	275.54805	289.29	8.32%	-0.05%	4.93%
mar-19	310.41	319.451743	298.662889	324.61	2.91%	-3.78%	4.57%
abr-19	325.04	336.732383	315.599747	338.64	3.60%	-2.90%	4.18%
may-19	318.83	330.319259	312.239392	332.77	3.60%	-2.07%	4.37%
jun-19	327.94	337.882713	322.461175	332.24	3.03%	-1.67%	1.31%
jul-19	313.29	332.345	322.915412	327.87	6.08%	3.07%	4.66%
ago-19	318.32	319.953589	311.751218	331.91	0.51%	-2.06%	4.27%
sep-19	338.94	327.611734	320.803748	353.83	-3.34%	-5.35%	4.39%
oct-19	346.99	332.788194	329.798789	361.14	-4.09%	-4.95%	3.79%
nov-19	315.81	325.910261	326.10788	318.23	3.19%	3.25%	10.26%
dic-19	342.97	345.210475	336.27591	354.15	0.65%	-1.95%	3.26%
					2.81%	-1.61%	2.91%

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4.15. Evaluación de pronósticos (2018-2019)

Indicadores de Evaluación de Pronósticos			
INDICADOR	Pronóstico de modelos del IGAE		
	F_ARDL _08_17_ OUT_OK	F_ARDL_ IGAE4_OUT _08_17	F_IGAE_ SARIMA OUT2
RMSE	6.111714	4.066067	4.667912
MAE	2.160032	1.449947	1.550728
MAPE	0.706835	0.451235	0.491004
SMAPE	0.690772	0.456713	0.480430
Theil U	0.011729	0.007844	0.008953
Theil U2	0.326440	0.207803	0.235140
F-Stat	3.513927	47.605900	43.253500
F-prob	0.032400	0.000000	0.00000

Fuente: Elaboración propia.

4.5. Prospectivas del IGAE al 2025

Con el objetivo de pronosticar el comportamiento del IGAE hasta el año

2025 se realizaron modelos SARIMA y ARDL. Los modelos SARIMA fueron creados a partir de la serie del IGAE (2008-2022). Mientras que para los modelos ARDL, se creó una batería de modelos ARIMAS, SARIMAS y ARMAS de las variables explicativas (Ingresos Totales, Egresos Totales, WTI, CPI y TCRM) con datos de 2008 a 2022, a partir de los cuales se proyectan las series hasta el año 2025, mismas que fueron comparadas con los datos reales disponibles de las mismas hasta el momento de la realización de los modelos. Estos modelos ARDL del IGAE se proyectaron hasta el año 2025; luego se hizo la evaluación de los pronósticos comparando las series pronosticadas de los modelos ARDL y SARIMA con la serie real disponible del IGAE hasta el momento (septiembre de 2023).

Cuadro 4.16. Variación de pronósticos (2023m1-2023m9)

Variación de pronósticos respecto a la realidad								
Periodo	IGAE	IGAE_SARIM APROPIO_F	IGAE_AUTO SARIMA_F	IGAE_ ARDL_F	IGAE_ ARDL2_F	IGAE_ ARDL3_F	IGAE_ ARDL4_F	IGAE_ ARDL5_F
ene-18	313.42	0.67%	4.22%	4.17%	2.66%	4.97%	2.18%	4.18%
feb-18	291.67	0.14%	3.09%	0.50%	-0.91%	1.82%	-1.26%	0.51%
mar-18	334.24	-0.32%	0.21%	-6.94%	-6.07%	-3.93%	-5.82%	-9.49%
abr-18	326.02	2.01%	-1.54%	-3.21%	2.88%	5.50%	3.17%	-6.30%
may-18	310.21	2.36%	-0.86%	1.00%	6.81%	9.96%	7.43%	-1.78%
jun-18	324.59	1.72%	-0.35%	2.25%	4.47%	7.37%	4.91%	0.15%
jul-18	312.35	2.84%	0.92%	5.76%	5.23%	7.96%	6.15%	6.29%
ago-18	320.57	1.18%	-0.77%	-0.39%	0.04%	2.64%	0.84%	1.61%
sep-19	337.85	1.76%	0.58%	-1.76%	0.79%	3.32%	1.58%	0.36%
		1.37%	0.61%	0.15%	1.77%	4.40%	2.13%	-0.50%

Fuente: Elaboración propia.

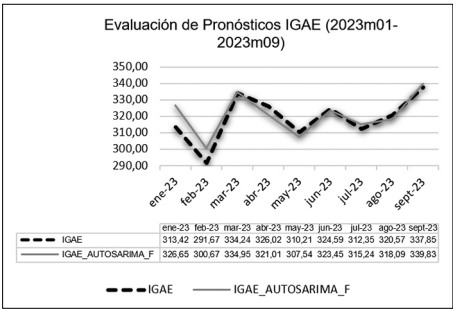
De esta comparación se puede observar que el modelo ARDL se acercó más a la serie real del IGAE, sin embargo, haciendo la evaluación de pronósticos mediante los indicadores de evaluación de pronósticos de Eviews, se pudo observar que el Modelo SARIMA automático (creado por el software Eviews mediante la opción “automatic arima forecasting”), así como el SARIMA propio, creado mediante la modificación del automático, fueron los modelos que más se acercaron a predecir el comportamiento del IGAE. (Ver gráfico en el Anexo 3).

5. Conclusiones

El presente trabajo analizó la relación entre la política fiscal y la actividad económica en Bolivia durante el periodo 2008-2019 mediante la aplicación de modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL). La metodología permitió identificar tanto las dinámicas de corto plazo como las relaciones de equilibrio de largo plazo entre el Índice Global de Actividad Económica (IGAE) y variables fiscales, externas y del sector real.

Los resultados econométricos confirman la existencia de una relación de cointegración entre la actividad económica y las variables explicativas consideradas en el modelo. El estadístico de la prueba Bound Test y el término de corrección de errores negativo y estadísticamente significativo evidencian la presencia de un mecanismo de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, lo que indica que los desequilibrios entre las variables tienden a corregirse gradualmente en el tiempo.

Figura 4.1. Evaluación de pronósticos (2023m1-2023m9)



Fuente: Elaboración propia.

Con respecto a este resultado es preciso mencionar que en la literatura se acepta que, aunque un modelo ARDL puede ser un buen modelo para explicar las relaciones entre variables en el pasado, los modelos ARMA muchas veces son los mejores al momento de pronosticar.

En el corto plazo, la dinámica del IGAE se encuentra fuertemente influenciada por sus propios rezagos, lo que refleja la naturaleza persistente de la actividad económica. Asimismo, algunas variables fiscales muestran efectos dinámicos que se manifiestan de manera diferenciada en distintos rezagos.

En el largo plazo, los resultados muestran que los ingresos fiscales presentan un coeficiente negativo y estadísticamente significativo respecto al IGAE. Este resultado puede interpretarse como evidencia de que incrementos en los ingresos fiscales —en gran medida asociados a la renta de recursos naturales durante el periodo de estudio— no necesariamente se traducen en un mayor nivel de actividad económica sostenida. Este hallazgo puede relacionarse con características estructurales de economías dependientes de recursos naturales, donde los ingresos fiscales pueden responder más a shocks externos que a procesos de crecimiento productivo interno.

Por otro lado, el gasto público no presenta una relación estadísticamente significativa con el nivel de actividad económica en el largo plazo dentro del modelo estimado. Este resultado sugiere que el impacto del gasto público sobre el crecimiento puede depender de factores como la composición del gasto, su eficiencia o su orientación hacia inversión productiva.

La variable de inflación (CPI) muestra una relación positiva y significativa con la actividad económica, lo que podría reflejar dinámicas de expansión de la demanda agregada durante el periodo analizado. En contraste, el tipo de cambio real multilateral no resultó significativo en el modelo, lo que sugiere que las variaciones en la competitividad externa no tuvieron un impacto directo observable sobre el IGAE en el horizonte analizado.

Finalmente, el análisis de pronósticos muestra que, aunque los modelos ARDL son adecuados para explicar las relaciones entre variables económicas, los modelos de la familia ARIMA y SARIMA pueden presentar un mejor desempeño en términos de precisión predictiva en ciertos contextos.

En conjunto, los resultados sugieren que, durante el periodo de altos ingresos por exportaciones de hidrocarburos, la política fiscal boliviana operó en un contexto de fuerte dependencia de factores externos. Si bien los ingresos fiscales crecieron significativamente en esa etapa, los resultados del modelo indican que la relación entre política fiscal y actividad económica es compleja y no necesariamente se traduce de manera directa en un crecimiento sostenido.

6. Recomendaciones

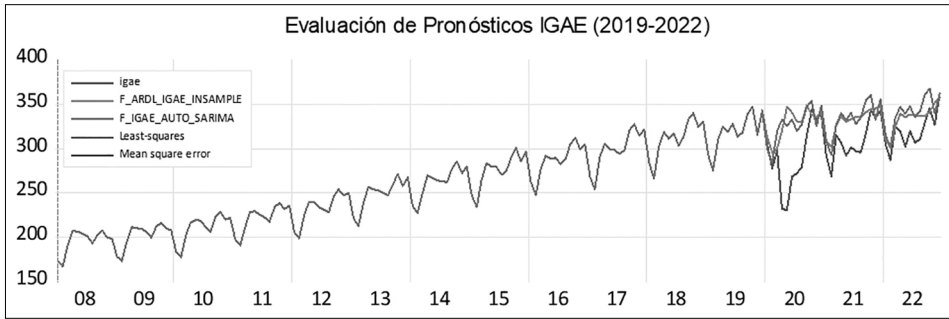
Para futuras aplicaciones de estos modelos en el análisis de la política fiscal, se sugiere considerar el uso de diferentes variables de política fiscal, es decir, que, en lugar de usar los ingresos totales y egresos totales, se utilicen las cuentas fiscales desagregadas que conforman las mismas, como desagregar el gasto público (corriente vs inversión); incluir precio del gas o exportaciones; asimismo, considerar la inclusión de más rezagos de las variables regresoras, una vez se haya hecho una revisión más profunda de los acontecimientos detrás de los datos.

7. Bibliografía

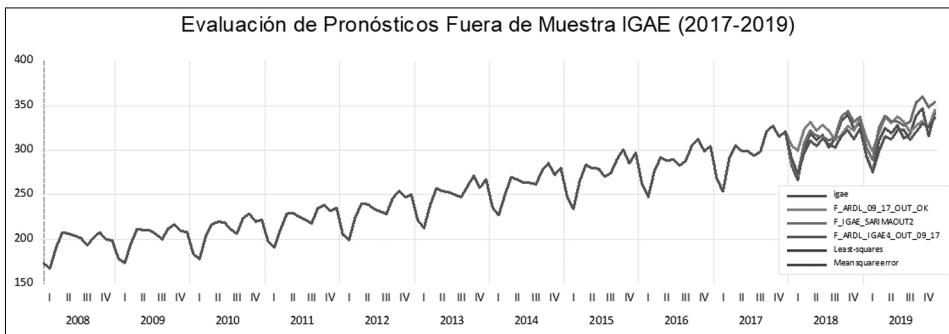
- Acosta Hinostroza, T., & Ipanaque Díaz, L. M. (2023). Los efectos de la política fiscal en el sector agrario peruano, 2010-2022. <https://repositorio.unac.edu.pe/handle/20.500.12952/8271>
- Banco Central de Bolivia – BCB (2023). Operaciones consolidadas del Sector Público. [Conjunto de datos]. Sector Fiscal. <https://www.bcb.gob.bo/webdocs/publicacionesbcb/2023/04/10/%C3%8Dndice%20Boletin%20Mensual%20Diciembre%202022.pdf>
- Córdova Jumbo, G. E. (2022). Efecto Crowding Out en el Ecuador: Relación entre la inversión pública y privada (Bachelor's thesis). <https://repositorio.uta.edu.ec/handle/123456789/35302>

- Gallo Pari, R. E. Impacto de la Deuda Pública en el Crecimiento Económico: Caso peruano. <https://repositorioacademico.upc.edu.pe/handle/10757/669708>
- Instituto Nacional de Estadística – INE. (2024). Índice general. [Conjunto de Datos]. Bolivia: Índice Global de Actividad Económica, por mes 2008-2023. <https://nube.ine.gob.bo/index.php/s/6Szm6RmYSBeRnsD/download>
- Instituto Nacional de Estadística – INE. (2024). Petróleo, West Texas Intermediate. [Conjunto de Datos]. Precios internacionales de principales productos del comercio mundial (commodities) 1980-2024. <https://nube.ine.gob.bo/index.php/s/dLQoAX3p6qGpwlH/download>
- Johansen, S. y Juselius, K. (1994). Identificación de la estructura de largo y corto plazo y aplicación al modelo ISLM. *Revista de Econometría*, 63 (1), 7-36. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407693015595>
- Montero, M. (2023, octubre). La maldición de los recursos fiscales y su efecto en la innovación. *IDEAS & Debate*, volumen (13), pp. 79-98. <https://fundep.org.bo/ideas-debate/ideas-debate-no-13/>
- Nkoro, E. y Uko, AK (2016). Técnica de cointegración Autoregressive Distributed Lag (ARDL): aplicación e interpretación. *Revista de métodos estadísticos y econométricos*, 5 (4), 63-91. https://www.researchgate.net/profile/Elvis-Ganyaupfu-2/post/How_to_carry_out_regression_of_multiple_non-stationary_time_series_data2/attachment/6Oddc7f56160740001e715a8/AS%3A1040757704097792%401625147381213/download/ARDL_Journal+of+Statistical+and+Econometric+Methods.pdf
- Pesaran, MH y Shin, Y. (1995). Un enfoque de modelado de rezagos distribuidos autorregresivos para el análisis de cointegración (Vol. 9514). Cambridge, Reino Unido: Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Cambridge. http://request-attachments.storage.googleapis.com/bRv1Dv9b8djCBcOc9hAnvz9gHg1eA4HF1gOGySUCokMEpfXnVvGzMvfj3Hu6YWtrdDaYEeP7BAVQP0FTkZs8JQKRih6HNaElqtPV/An_Autoregressive_Distributed_Lag_Modeling_Approac.pdf
- Pesaran, MH, Shin, Y. y Smith, RJ (2001). Enfoques de prueba de límites para el análisis de relaciones de niveles. *Revista de econometría aplicada*, 16 (3), 289-326. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Renjifo Ramos, B. G. Relación entre la balanza de pagos, balance fiscal y el crecimiento del PIB Periodo: 1989-2020 (Doctoral dissertation). <https://repositorio.umsa.bo/handle/123456789/33442>
- Sagastume, V., & Noel, N. (2023). Las Boyanzas Tributarias en Honduras y su asimetría en el ciclo económico. <https://ebuah.uah.es/dspace/handle/10017/58388>
- Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas - UDAPE. (2023). Operaciones Consolidadas del Sector Público no Financiero [Conjunto de datos]. Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas Volumen 33. https://www.udape.gob.bo/portales_html/dossierweb2022/htms/Cap03/c030101.xls

Anexo 1. Gráfico evaluación de pronósticos (2019-2022)



Anexo 2. Gráfico evaluación de pronósticos (2017-2019)



Anexo 3. Gráfico evaluación de pronósticos (2023)

