

INSTITUTO DE ESTUDIOS AVANZADOS EN DESARROLLO



**IMPACTO MACROECONÓMICO DE LA ELIMINACIÓN DEL SUBSIDIO A  
LOS HIDROCARBUROS EN BOLIVIA: ANÁLISIS DE REFORMAS  
ABRUPTAS Y GRADUALES**

Por:  
**Javier Aliaga L.**  
**Ronaldo Terrazas M.**

Serie Documentos de Trabajo sobre Desarrollo  
No. 6/2025

**La Paz, septiembre, 2025**

Las opiniones expresadas en este documento les pertenecen a sus autores y no necesariamente reflejan la posición oficial de las instituciones auspiciadoras ni de la Fundación INESAD (Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo). Los derechos de autor le pertenecen al autor y/o a las instituciones auspiciadoras, si las hubiere. El documento solamente puede ser descargado para uso personal.

## **Impacto macroeconómico de la eliminación del subsidio a los hidrocarburos en Bolivia: Análisis de reformas abruptas y graduales\***

**Javier Aliaga L.\*\***  
**Ronaldo Terrazas M.\*\*\***

### **Resumen**

Este estudio evalúa los impactos macroeconómicos de corto plazo derivados de la eliminación de los subsidios a los hidrocarburos en Bolivia, contrastando dos modalidades de implementación, un ajuste abrupto (shock) y una eliminación gradual. La estrategia empírica combina dos enfoques complementarios, un modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL), fundamentado en la Teoría Cuantitativa del Dinero, que permite capturar relaciones no lineales entre la reducción de subsidios y la inflación, así como realizar ejercicios contrafactuales; y un Modelo Vectorial Autorregresivo Estructural (SVAR) con identificación contemporánea tipo A, que estima la respuesta conjunta y dinámica de inflación, tipo de cambio sombra y producto real ante el retiro de subsidios. El ejercicio contrafactual sugiere que una eliminación anticipada habría reducido significativamente las distorsiones macroeconómicas y la inflación estructural, en línea con la relación convexa estimada entre magnitud del ajuste y respuesta inflacionaria. Los resultados muestran que, bajo un ajuste abrupto, la inflación interanual alcanza un pico superior al 32%, acompañado de una depreciación acelerada del tipo de cambio sombra y un repunte temporal del producto, atribuible a adelanto de consumo e inversión (front-running), que se revierte en trimestres posteriores. En contraste, la gradualidad modera levemente el impacto inicial, pero prolonga la persistencia inflacionaria y la depreciación cambiaria, lo que incrementa los costos acumulados de la reforma. El análisis no modela explícitamente expectativas; su incorporación podría matizar la dinámica estimada. En conjunto, los hallazgos evidencian que postergar la reforma incrementa sus costos macroeconómicos y que la coordinación de política monetaria y cambiaria es esencial para mitigar el traspaso a precios internos y contener efectos de segunda vuelta. Se concluye que un ajuste rápido, acompañado de medidas compensatorias focalizadas y una transición hacia un régimen cambiario más flexible, puede reducir el riesgo de espirales inflacionarias autoalimentadas y contribuir a fortalecer la estabilidad macroeconómica en el mediano plazo.

**Palabras Clave:** Eliminación del subsidio, Tipo de cambio sombra, Modelo SVAR, Modelo ARDL, Teoría cuantitativa del dinero.

**Códigos JEL:** C32, E31, E63, F41, Q48

---

\* Las opiniones y análisis expresados en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen necesariamente la posición de las instituciones a las que pertenecen. Se agradece a Beatriz Muriel Hernández por sus valiosos comentarios que contribuyeron a mejorar la prolíjidad del documento..

\*\* Investigador Asociado de INESAD, [javalordeman3@gmail.com](mailto:javalordeman3@gmail.com) y Miembro de Número de la Academia Boliviana de Ciencias Económicas (ABCE).

\*\*\* Investigador Junior de INESAD y Miembro de la Sociedad de Economistas de Bolivia (SEBOL). [rterraza@inesad.edu.bo](mailto:rterraza@inesad.edu.bo)

## **Abstract**

This study assesses the short-run macroeconomic effects of eliminating fuel subsidies in Bolivia, contrasting two implementation modes, an abrupt (shock) adjustment and a gradual removal. The empirical strategy combines two complementary approaches, an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, grounded in the Quantity Theory of Money, which captures nonlinear links between subsidy reductions and inflation and enables counterfactual exercises; and a Structural Vector Autoregression (SVAR) with type-A contemporaneous identification that estimates the joint, dynamic response of inflation, the shadow exchange rate, and real output to subsidy withdrawal. From the ARDL, the counterfactual exercise suggests that early elimination would have significantly reduced macroeconomic distortions and structural inflation, consistent with the estimated convex relationship between the size of the adjustment and the inflation response. From the SVAR, results indicate that under an abrupt adjustment, year-over-year inflation peaks above 32%, alongside a sharp depreciation of the shadow exchange rate and a temporary output uptick attributable to front-running, which reverses in subsequent quarters. In contrast, gradualism slightly moderates the initial impact but prolongs inflation persistence and depreciation, increasing the reform's cumulative costs. The analysis does not explicitly model expectations; incorporating them could nuance the estimated dynamics. Overall, the findings show that postponing reform raises macroeconomic costs and that monetary–FX policy coordination is essential to curb pass-through and second-round effects. A swift adjustment, coupled with targeted compensatory measures and a transition toward a more flexible exchange-rate regime, can reduce the risk of self-reinforcing inflation and strengthen macroeconomic stability in the medium run.

**Keywords:** Subsidy removal, Shadow exchange rate, SVAR model, ARDL model, Quantity theory of money.

**JEL Classification:** C32, E31, E63, F41, Q48

## 1. Introducción

Los subsidios a los hidrocarburos han constituido, durante más de tres décadas, un pilar central de la política económica boliviana y un componente persistente de su política fiscal. Inicialmente concebidos para garantizar el acceso universal a energía asequible, estabilizar precios internos y mitigar desigualdades en un contexto de alta pobreza e informalidad laboral (CEPAL, 2020), este esquema se transformó gradualmente en un mecanismo de control de precios de alcance generalizado que distorsiona las señales de mercado, desplaza incentivos para la eficiencia y ejerce una presión fiscal creciente y estructural. El principal instrumento de compensación —las Notas de Crédito Fiscal (NOCRES)— ha desvinculado los precios internos de las referencias internacionales, exponiendo las finanzas públicas a la volatilidad externa, amplificando la sensibilidad del presupuesto a las fluctuaciones del precio internacional del petróleo y reduciendo la capacidad de respuesta ante shocks de oferta o demanda (MEFP, 2024).

En 2024, el gasto en subsidios a combustibles se estimó en torno al 4 % del PIB (IMF, 2025), equivalente a aproximadamente USD 2.000 millones anuales. Este monto ha crecido de forma procíclica, impulsado por la caída del 33 % en la producción interna de hidrocarburos líquidos entre 2010 y 2023, y por el aumento de las importaciones, que ya cubren más del 70 % del consumo interno de gasolina y diésel (YPFB, 2023; CEPAL, 2023). La creciente dependencia externa no solo amplifica la exposición del país a los ciclos de precios internacionales del petróleo, sino que también introduce rigideces en la programación presupuestaria, al obligar al Tesoro General de la Nación a absorber costos imprevisibles dependientes de factores exógenos.

Desde una perspectiva distributiva, diversos estudios señalan que los subsidios energéticos tienden a ser regresivos: el 20 % más rico de la población concentra entre el 35 % y el 40 % del beneficio fiscal, mientras que los quintiles más pobres reciben una fracción significativamente menor (Banco Mundial, 2018; Coady et al., 2015). En Bolivia, un análisis del CGD (Laserna, 2018) reconoce la existencia de efectos distributivos complejos y externalidades de largo plazo, aunque matrices más refinadas<sup>1</sup> podrían atenuar la regresividad observada. A eso se suma el contrabando transfronterizo de combustibles, que acarrea pérdidas fiscales del orden de USD 600 millones anuales (sumando también repercusiones de eficiencia distributiva), según estimaciones oficiales y de la Fundación Jubileo (2023). Esta magnitud equivale a cerca de un tercio del gasto total en subsidios energéticos, lo que evidencia las limitaciones redistributivas del mecanismo vigente.

Más allá de su impacto fiscal y distributivo, los precios artificialmente bajos que resultan de este sistema desalientan la eficiencia energética, retrasan la adopción de tecnologías limpias y perpetúan una estructura productiva intensiva en combustibles fósiles. Este patrón no solo incrementa la vulnerabilidad de la economía ante shocks energéticos externos, sino que también amplifica las emisiones de gases de efecto invernadero y retrasa la convergencia hacia matrices energéticas más diversificadas y sostenibles. Tales distorsiones estructurales resultan especialmente problemáticas en el marco de la transición energética global, los compromisos multilaterales de mitigación del cambio climático y las exigencias derivadas de acuerdos internacionales como el Acuerdo de París (CEPAL, 2022; IEA, 2023; UNFCCC, 2015).

No obstante la magnitud de estos desafíos, para el caso boliviano la investigación disponible aún enfrenta limitaciones, pues predominan aproximaciones contables o simulaciones estáticas. Esto plantea el desafío de avanzar hacia modelos económétricos estructurales que permitan capturar la dinámica conjunta entre inflación, tipo de cambio, actividad económica y política fiscal. A nivel internacional, si bien la literatura es más extensa, los hallazgos son heterogéneos: Clements et al. (2014) y Sdralevich et al. (2014) documentan que, en economías con anclas cambiarias rígidas, la eliminación abrupta de subsidios tiende a generar

<sup>1</sup> El estudio de Laserna (2018) para el CGD sugiere que el uso de matrices de incidencia más desagregadas, por ejemplo a nivel de deciles o percentiles en lugar de quintiles, puede modificar parcialmente los resultados sobre la progresividad o regresividad de los subsidios, mostrando una distribución menos polarizada de los beneficios en ciertos segmentos intermedios de la población.

presiones inflacionarias y depreciaciones cambiarias, mitigables parcialmente con compensaciones focalizadas y una comunicación efectiva; mientras que El-Katiri y Fattouh (2017) enfatizan que la secuencia, el diseño institucional y la credibilidad del plan de reformas condicionan fuertemente sus resultados.

Este estudio aborda estos vacíos mediante un enfoque empírico dual: i) un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) con identificación contemporánea tipo A, que permite estimar la respuesta dinámica de las principales variables macroeconómicas ante la eliminación total de subsidios —tanto de forma abrupta como gradual—, capturando interdependencias y efectos de retroalimentación en el corto plazo; y ii) un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), fundamentado en la Teoría Cuantitativa del Dinero, que incorpora posibles no linealidades en la relación entre subsidios e inflación, permite estimar elasticidades de largo y corto plazo, y simular escenarios contrafactuales, incluyendo la eliminación temprana desde 2010Q4. La elección de este punto de partida responde a que en diciembre de 2010 (2010Q4) se implementó el denominado “gasolinazo”, un intento fallido de ajuste de precios de los combustibles que generó fuertes reacciones sociales y marcó un precedente relevante en la discusión de reformas al esquema de subsidios.

El objetivo general es, por un lado, estimar los impactos macroeconómicos (inflación, tipo de cambio sombra y la brecha del producto) de corto plazo de una reforma total de subsidios a los hidrocarburos, diferenciando los efectos de un ajuste abrupto y uno gradual; y por otro, evaluar mediante ejercicios contrafactuales cómo habría evolucionado la dinámica de la inflación si la eliminación se hubiera implementado desde 2010Q4. Este último ejercicio se plantea como una aproximación a las distorsiones y desequilibrios inflacionarios que podrían haberse evitado o mitigado en caso de que se hubiese mantenido la eliminación de subsidios iniciada con el denominado “gasolinazo” de diciembre de 2010, cuyo retroceso marcó un punto de inflexión en la política de precios de los combustibles. Los resultados proporcionan evidencia para el diseño de estrategias de transición fiscal y energética, con énfasis en una gradualidad óptima, medidas compensatorias focalizadas y mayor flexibilidad cambiaria para mitigar impactos adversos y fortalecer la estabilidad macroeconómica.

El documento se organiza de la siguiente manera: la Sección 2 presenta una revisión detallada de la literatura nacional e internacional sobre subsidios energéticos, su impacto macroeconómico y los enfoques metodológicos más utilizados; la Sección 3 describe la evolución histórica, magnitud y características estructurales de los subsidios a los hidrocarburos en Bolivia; la Sección 4 detalla la estrategia metodológica, especificaciones económicas y tratamiento de datos; la Sección 5 expone los resultados empíricos obtenidos y su interpretación; y finalmente, en la Sección 6 se discuten las conclusiones y en la 7 se plantean algunas recomendaciones de política económica para una reforma técnicamente viable y socialmente aceptable.

## 2. Revisión de Literatura

Los subsidios energéticos constituyen una de las transferencias fiscales más relevantes y persistentes a nivel mundial, con repercusiones en la sostenibilidad fiscal, la eficiencia en la asignación de recursos y la transición energética. Parry et al. (2023) estiman que en 2022 el costo global de estos subsidios —incluyendo componentes pre y post-impuestos— alcanzó alrededor de USD 7 billones, equivalentes al 7,1 % del PIB mundial. De manera complementaria, la Agencia Internacional de Energía (IEA, 2023) subraya que, a pesar de la volatilidad de los precios internacionales y episodios de crisis energéticas, los subsidios muestran una notable resiliencia, lo que evidencia la dificultad de implementar reformas sostenidas.

En este contexto, uno de los impactos más destacados de los subsidios a la energía es su efecto sobre la inflación, variable que se convierte en el centro de la discusión académica y de política. Al tratarse de un insumo transversal en la estructura de consumo y producción, los cambios en precios de combustibles se transmiten directamente a la canasta básica y a los costos de transporte. Así, Sdralevich et al. (2014), a

partir de evidencia en países Medio Oriente y Norte de África (MENA<sup>2</sup>), demuestran que la eliminación de subsidios puede generar aumentos inflacionarios iniciales sustanciales, aunque mitigables mediante transferencias focalizadas y estrategias de comunicación creíbles.

La evidencia comparada confirma este vínculo entre subsidios y dinámica inflacionaria. Por ejemplo, Inchauste y Victor (2017) muestran que en Indonesia la eliminación parcial de subsidios en 2014 elevó la inflación general en 3,5 puntos porcentuales en el trimestre posterior y la inflación de transporte en alrededor del 10 %. En contraste, en Ghana, reformas implementadas en 2005 y 2013, acompañadas de subsidios focalizados y transferencias monetarias a hogares vulnerables, redujeron la presión inflacionaria de corto plazo y estabilizaron el consumo en los deciles más bajos de ingreso.

Más allá del canal inflacionario, la literatura también documenta los efectos adversos de los subsidios sobre la eficiencia macroeconómica y sectorial. En particular, Plante (2013), a través de un modelo de equilibrio general dinámico para economías pequeñas y abiertas, concluye que estas transferencias distorsionan precios relativos, inducen un desplazamiento del consumo hacia energía subsidiada y generan asignaciones inefficientes de capital y trabajo entre sectores, reduciendo el bienestar agregado.

De forma complementaria, Alesina et al. (2019), con evidencia de panel en economías emergentes, sostienen que la prolongación de subsidios retrasa procesos de ajuste macroeconómico, amplifica distorsiones fiscales y comerciales, y eleva los costos políticos de reformas posteriores, especialmente en entornos caracterizados por inflación inercial elevada. Asimismo, Parry et al. (2014) destacan que los precios energéticos rara vez internalizan los costos ambientales y de congestión, proponiendo impuestos correctivos y reformas tarifarias para alinear precios con costos sociales y ambientales.

En cuanto a experiencias internacionales, Clements et al. (2013) identifican que las reformas exitosas requieren secuencias graduales y predecibles, una comunicación clara y la ampliación de redes de protección social. En Egipto, por ejemplo, la reforma de 2014 elevó los precios de gasolina y diésel hasta en un 78 %, combinada con transferencias monetarias, reduciendo el déficit fiscal en 2 % del PIB y conteniendo la inflación general anual en torno al 11 %, con una inflación de alimentos que solo subió 3 puntos porcentuales (FMI, 2015). De manera similar, en Marruecos, la liberalización gradual entre 2012 y 2015 eliminó el gasto en subsidios sin que la inflación superara el 2 % anual, manteniendo la estabilidad del tipo de cambio y de las reservas internacionales (Banco Mundial, 2016).

Otros casos resaltan el papel de la economía política en las reformas. En particular, El-Katiri y Fattouh (2017) argumentan que los subsidios en la región MENA han operado como un contrato social implícito, vinculando energía barata con estabilidad política. En Irán, la reforma de 2010, que elevó precios hasta un 400 %, fue acompañada de transferencias universales de USD 45 mensuales por persona, lo que contuvo parcialmente el impacto inflacionario (que alcanzó un 21 %) y permitió mantener estable el tipo de cambio paralelo mediante controles de capital (Guillaume et al., 2011).

En América Latina, las experiencias también reflejan la tensión entre sostenibilidad fiscal e impactos sociales. Así, Victor (2009) y CEPAL (2020) señalan que en contextos de alta informalidad laboral y baja cobertura de transferencias monetarias, los subsidios energéticos se mantienen como herramientas de legitimidad política. En Ecuador, el intento de eliminación rápida en 2019 derivó en protestas masivas y contracción del PIB trimestral (IMF, 2020). En contraste, la experiencia de República Dominicana (2004-2006), donde una reforma gradual y focalizada contuvo el aumento de la inflación general en menos de 2 puntos porcentuales, permitió evitar pérdidas significativas de empleo formal (World Bank, 2007).

---

<sup>2</sup> Por su traducción en inglés Middle East and North Africa (MENA)

Finalmente, en el caso boliviano, la discusión se encuentra marcada por el antecedente del “gasolinazo” de diciembre de 2010, cuando un incremento de hasta el 83 % en combustibles provocó una inflación mensual de 6,9 % en enero de 2011 (INE, 2011) y un fuerte rechazo social. Pese a la relevancia de este episodio, los estudios previos se han concentrado en aproximaciones contables o simulaciones parciales, sin capturar integralmente las interacciones macroeconómicas entre inflación, producto, sector externo y cuentas fiscales. En este sentido, la literatura reciente sugiere complementar enfoques estructurales como los modelos SVAR, que estiman respuestas dinámicas de corto plazo (Baumeister & Hamilton, 2019; Kilian & Vega, 2011; Herrera et al., 2019), con modelos ARDL, capaces de examinar simultáneamente relaciones transitorias y de equilibrio de más largo plazo (Pesaran & Shin, 1999; Acharya & Sadath, 2017; Lin & Ouyang, 2014). Bajo este marco, la especificación ARDL basada en la Teoría Cuantitativa del Dinero (Friedman, 1956; Bordo & Jonung, 1987) ofrece una herramienta idónea para evaluar la transmisión de subsidios a la inflación, mientras el SVAR permite identificar canales dinámicos. Esta combinación constituye el aporte metodológico central de la presente investigación.

### 3. Hechos Estilizados

La economía boliviana enfrenta una presión fiscal creciente producto del sostenimiento prolongado de subsidios a los hidrocarburos, los cuales han adquirido un carácter persistente dentro de las finanzas públicas. Analizar su evolución y características permite dimensionar la magnitud del gasto y, al mismo tiempo, comprender cómo interactúa con variables macroeconómicas como la velocidad del dinero, que condiciona la transmisión de los shocks de precios, y el tipo de cambio, que refleja las tensiones externas y el costo implícito de mantener precios internos por debajo de los de mercado. Esta sección presenta evidencia empírica sobre la trayectoria, persistencia y efectos asociados a los subsidios, así como sobre la dinámica monetaria y cambiaria vinculada, con el objetivo de documentar los principales rasgos observados en la última década.

#### *Magnitud y persistencia de los subsidios energéticos*

La Figura 1 muestra que el gasto en subsidios a los hidrocarburos es persistente y creciente. En 2024 alcanza USD 1.905 millones, 4,22 % del PIB<sup>3</sup> y más del 9 % del sector público no financiero (SPNF), magnitud coherente con el orden de 4 % del PIB reportado para 2023–2024 en el IMF Article IV<sup>4</sup>. La presentación simultánea en niveles y como proporción confirma tanto la magnitud absoluta del subsidio como su peso relativo dentro de las finanzas públicas.

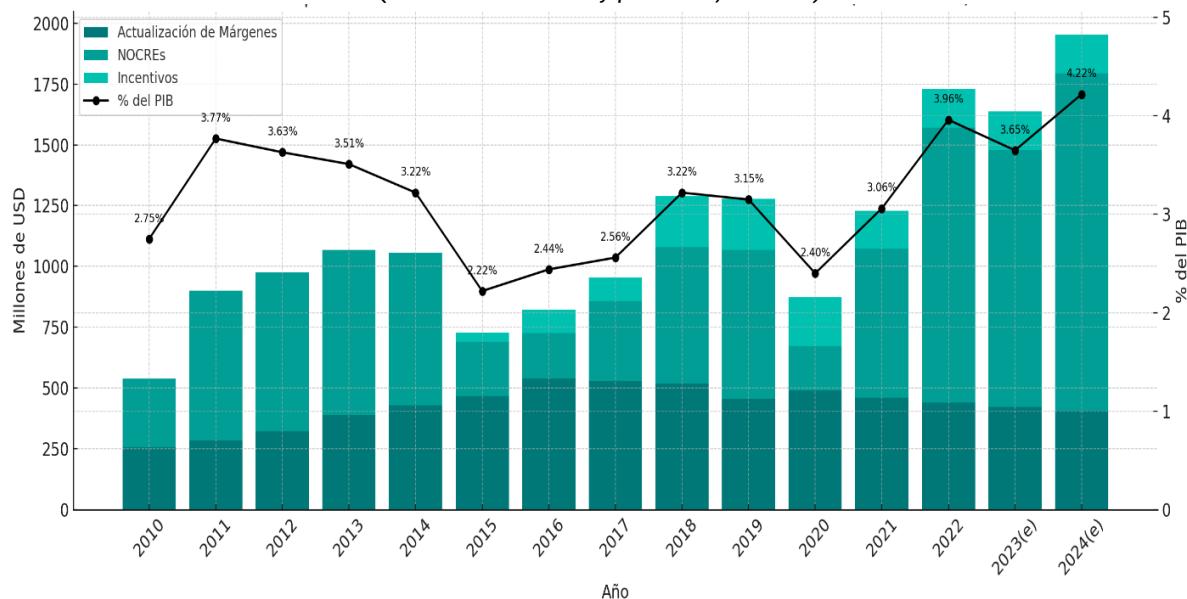
La descomposición por componentes sugiere que el salto 2021–2024 responde sobre todo a las notas de crédito fiscal (NOCREs) y actualización de márgenes, en un contexto de mayor dependencia de importaciones y precios internacionales elevados. La serie exhibe tres fases de expansión (2011–2014; 2018–2019; 2021–2024) y una asimetría de ajuste: cuando el crudo cae, el gasto se reduce lenta e incompletamente; cuando sube, el traslado al presupuesto es rápido y de gran magnitud. En las dos últimas fases, el aumento de importaciones de líquidos ante la caída de la producción interna contribuyó adicionalmente a la expansión del gasto<sup>5</sup>. Bajo tipo de cambio fijo, el subsidio se vuelve procíclico, rigidiza el gasto y desplaza recursos desde inversión y políticas sociales hacia la compensación de precios internos.

<sup>3</sup> Para asegurar comparabilidad, los montos están expresados en USD al tipo de cambio oficial y el cociente se calcula con PIB nominal del mismo año.

<sup>4</sup> International Monetary Fund (IMF). Bolivia — Article IV Consultation, Staff Report. El informe sitúa los subsidios energéticos en el entorno de 4 % del PIB en 2023–2024, en línea con nuestras estimaciones.

<sup>5</sup> La caída en la producción de gas redujo también la producción de líquidos, forzando un mayor recurso a las importaciones. Entre 2018 y 2022, el volumen importado de gasolina creció 31 % anual y el de diésel 12 %, con precios internos congelados que amplificaron el subsidio, especialmente en el diésel. Medinaceli & Velázquez (2024); Fundación Milenio (2023)

Figura 1: Composición de la subvención a los hidrocarburos en Bolivia (2010–2024)  
(En millones de USD y porcentaje del PIB)



Fuente: Elaboración propia a partir de la metodología y datos de Medinaceli y Velázquez (2024)<sup>6</sup>

De este comportamiento se desprenden dos hechos estilizados:

- i. el subsidio opera como amortiguador de precios, pero su sostén prolongado acumula distorsiones (precios relativos y prima cambiaria) y eleva el costo fiscal implícito;
- ii. su dinámica está quasi-indexada a determinantes externos (precio del crudo y volúmenes de importación), lo que explica su alta sensibilidad a shocks y la rápida transmisión a las cuentas fiscales<sup>7</sup>.

Comparación regional. En 2022, estimaciones del FMI recopiladas por Transforma (2024) ubican a Bolivia con 4,8 % del PIB en subsidios explícitos, por encima de la mayoría de países de América Latina y el Caribe (ALC), lo que refuerza el carácter estructural del problema en Bolivia

#### Evolución de la velocidad del dinero

La Figura 2 muestra una tendencia descendente y posterior estabilización en un nivel bajo de la velocidad del dinero entre 2011Q1–2024Q4. Un valor de 0,86 al inicio del período se interpreta como que cada boliviano de M2 sostuvo 0,86 bolivianos de gasto nominal en ese trimestre; hacia el final, valores cercanos a 0,50–0,55 indican menor rotación de la liquidez. Tras episodios puntuales (2019Q4; 2020Q2; 2022), la serie retorna al mismo régimen de baja velocidad, consistente con un entorno de tipo de cambio fijo y precios internos regulados en combustibles, donde parte del ajuste de costos se contiene en precios y se traslada a una mayor demanda de saldos monetarios, reduciendo V<sup>8</sup>.

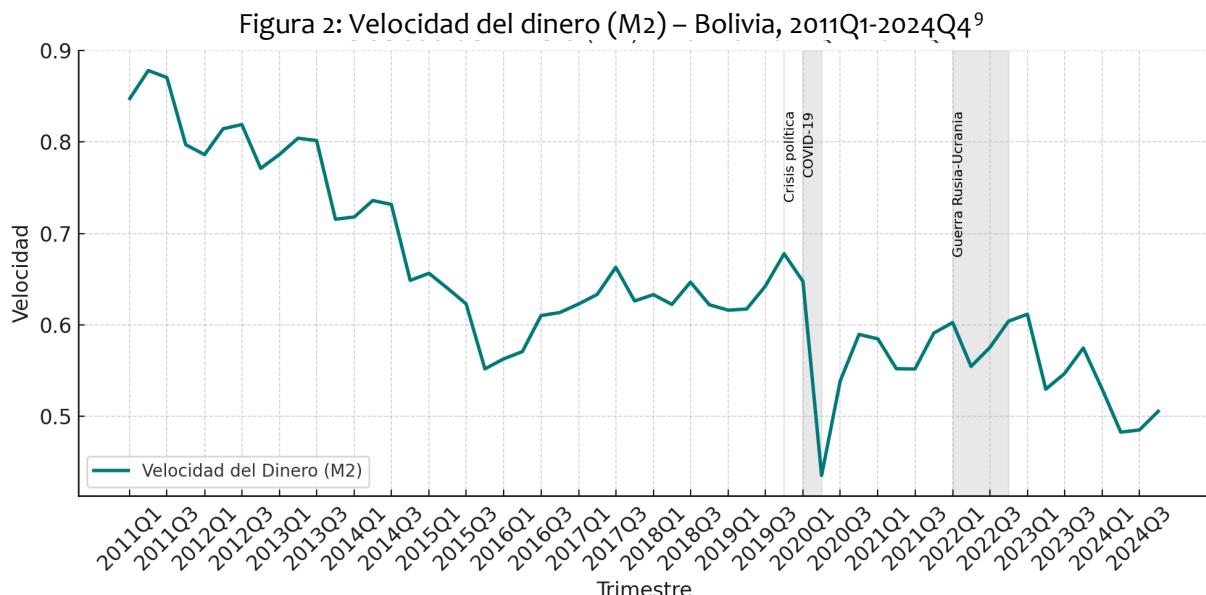
En otras palabras, una velocidad persistentemente baja atenua el impacto de corto plazo de los aumentos de liquidez sobre la demanda agregada, dado que una mayor proporción se mantiene en saldos monetarios en lugar de convertirse en gasto. Este fenómeno genera acumulación de liquidez que, a futuro,

<sup>6</sup> Con actualizaciones basadas en datos del Banco Central de Bolivia, Banco Central de la República del Perú y Presupuesto General del Estado.

<sup>7</sup> Véase Anexo A, Figura 13: Elasticidad WTI–subsidios.

<sup>8</sup> V se calcula como PIB nominal trimestral / M2 de fin de trimestre sobre datos oficiales (INE y BCB)

puede amplificar la transmisión de cambios en precios relativos, como los asociados a la eliminación de subsidios (Friedman, 1956; Bordo & Jonung, 1987).



Fuente: elaboración propia con datos del BCB e INE.

Para el análisis de la eliminación de subsidios, se asume que la velocidad del dinero ( $V$ ) es estable o exógena, supuesto respaldado en los resultados de pruebas de estacionariedad que confirman su comportamiento persistente durante el período considerado. En consecuencia, los efectos relevantes se asocian principalmente al ajuste de precios relativos de la energía, mientras que  $V$  opera como un factor de transmisión constante en la dinámica macroeconómica.

### Dinámica del tipo de cambio

La Figura 3 muestra que, con el tipo de cambio oficial anclado cerca de Bs 6,96/US\$ desde inicios de la década de 2010, el tipo de cambio sombra (valor de equilibrio por fundamentos) se separa de forma persistente desde 2014. Esta divergencia se amplía tras 2020, coherente con la restricción de divisas (caída estructural de hidrocarburos, saldos externos más estrechos) y el descenso de reservas internacionales a US\$ 2.807 millones al 1S-2025, lo que limita la capacidad de abastecer combustibles y defender el ancla cambiaria<sup>10</sup>. La brecha oficial–sombra refleja el costo fiscal del subsidio por diferencia cambiaria, se importan combustibles en dólares escasos y se compensan en bolivianos al tipo oficial.

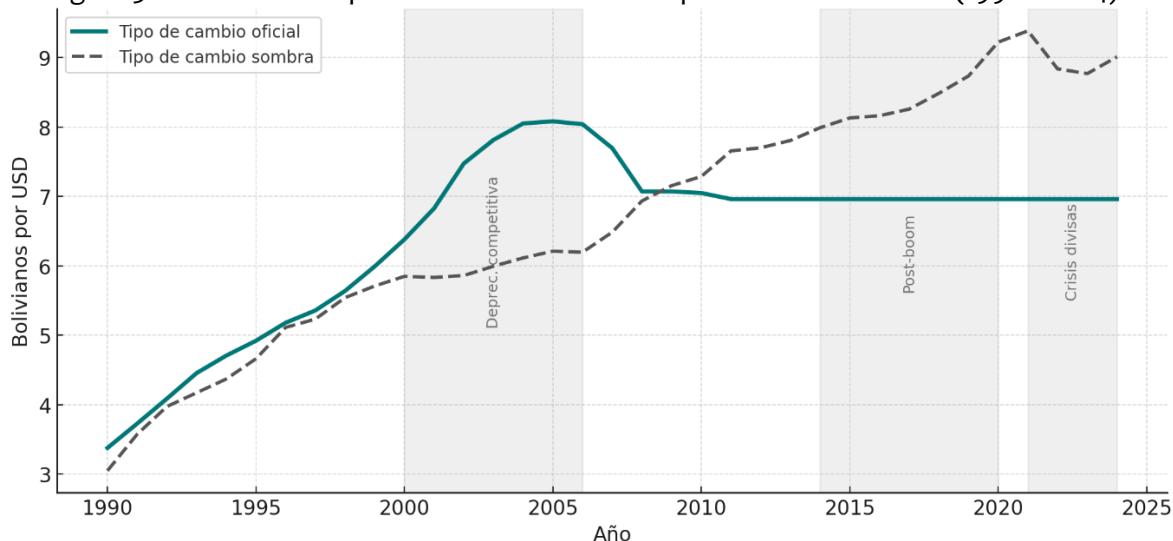
El tramo 2000–2006 refleja el final del ciclo de precios bajos; el superciclo 2004–2014 permitió estabilizar el ancla cerca de Bs 7 con mayores términos de intercambio y renta gasifera. Con el agotamiento del boom y la caída del gas, el tipo de cambio sombra retoma una tendencia al alza desde 2014, mientras el oficial queda fijo: el desalineamiento es de fundamentos, no meramente de expectativas de corto plazo<sup>11</sup>. Por eso, incluso cuando el paralelo corrige, el diferencial estructural persiste y sigue encareciendo la importación subsidiada.

<sup>9</sup> La estabilidad de la serie se evaluó mediante tres pruebas: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) y Phillips-Perron (PP). Véase Anexo A, Tabla 3.

<sup>10</sup> Banco Central de Bolivia. (2025, 1 de julio). Comunicado CP26/2025.

<sup>11</sup> Tipo de cambio oficial, tasa administrada; tipo de cambio paralelo = cotización no oficial (de mercado) con primas implícitas de liquidez/riesgo; tipo de cambio sombra, estimación de equilibrio por fundamentos.

Figura 3: Evolución del tipo de cambio oficial vs el tipo de cambio sombra (1990 – 2024)<sup>12</sup>

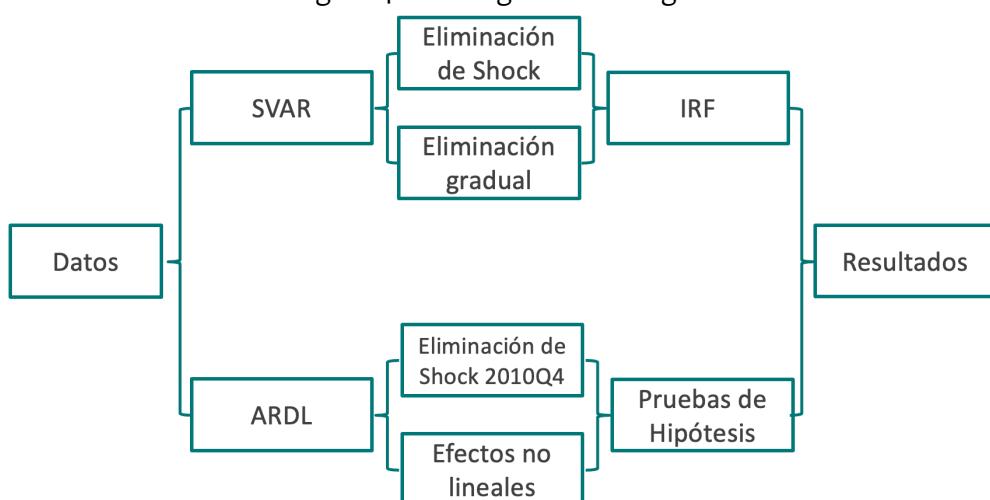


Fuente: elaboración propia con datos del BCB y Muriel & Terrazas(2025)

En los meses recientes, el paralelo pasó de picos mayores a Bs 16–20 (mayo) a un rango 14–16 en junio-julio, con mínimos cercanos a Bs 13,3 (24 de julio), y en agosto se observa alrededor de Bs 13,6; la literatura periodística vincula la corrección a un alivio de expectativas por el ciclo electoral y a mejoras transitorias de liquidez<sup>13</sup>. En términos de nuestro objetivo, esto sugiere que los Bs 16–20 reflejaron una sobre-reacción frente a la escasez, y que la reciente caída del paralelo es consistente con un ajuste hacia niveles más cercanos al tipo de cambio sombra, aunque la brecha con el oficial sigue material y, por tanto, el sobrecosto fiscal del subsidio permanece.

#### 4. Metodología

Figura 4: Estrategia metodológica



Fuente: elaboración propia.

<sup>12</sup> El tipo de cambio sombra fue estimado por Muriel & Terrazas (2025) mediante un modelo de espacio de estados con filtro de Kalman, a partir de la relación entre diferencial de inflación, diferencial de productividad y tipo de cambio oficial.

<sup>13</sup> La Razón. (2025, 30 de junio). El dólar paralelo baja y se cotiza hasta en Bs 14,9. La Paz; La Patria. (2025, 24 de julio). El dólar paralelo cae a Bs 13,34. Bloomberg News. (2025, 24 de julio). Bolivia's Parallel Dollar Rate Falls Ahead of Presidential Vote. New York.

Este estudio implementa una estrategia metodológica dual que articula un Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL), basado en la Teoría Cuantitativa del Dinero (TQM) y con un Modelo Vectorial Autorregresivo Estructural (SVAR). Esta combinación permite, por un lado, examinar las relaciones de equilibrio parcial entre precios, dinero, producto y subsidios dentro de un marco monetario (ARDL), y por otro, evaluar la respuesta dinámica de la economía boliviana frente a escenarios de eliminación de subsidios a través de un enfoque estructural (SVAR) (Sims, 1980; Kilian, 2009; Lütkepohl, 2005)

La Figura 4 del esquema metodológico resume el flujo de trabajo. A partir de la base de datos, se estiman en paralelo los dos modelos. En primer lugar, el ARDL permite analizar un escenario de eliminación anticipada de subsidios, incorporando además la exploración de posibles efectos no lineales y pruebas de hipótesis asociadas. En segundo lugar, el SVAR evalúa dos modalidades de reforma (un ajuste inmediato y otro gradual), a partir de las cuales se generan Funciones de Impulso-Respuesta (IRF) para cuantificar los efectos sobre las principales variables macroeconómicas. En conjunto, este marco metodológico ofrece una visión integral que articula el análisis monetario y estructural para evaluar las implicaciones macroeconómicas de la reforma de subsidios en Bolivia..

#### *Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL)*

El Modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) constituye una herramienta adecuada para analizar relaciones dinámicas de corto plazo en macroeconomía aplicada. Su atractivo radica en la capacidad de combinar la inercia de la variable dependiente con los retardos diferenciados de las variables explicativas, lo que permite capturar con mayor precisión los mecanismos de transmisión en contextos donde los shocks no impactan de manera instantánea. Como señalan Pesaran, Shin y Smith (2001), el ARDL puede aplicarse cuando las series se encuentran integradas en órdenes mixtos I(0) e I(1), lo que evita la necesidad de transformaciones uniformes y amplía la aplicabilidad del modelo en entornos con limitaciones estadísticas. Además, como destacan Narayan (2005) y Nkoro y Uko (2016), este enfoque resulta particularmente eficiente en muestras relativamente pequeñas, lo que lo convierte en un instrumento útil para el análisis de economías emergentes.

En este trabajo, el interés se centra en evaluar los impactos transitorios que ejercen los subsidios, el dinero y la actividad económica sobre la inflación. Para ello, se emplea la forma de corto plazo del ARDL, cuya especificación general puede expresarse de la siguiente manera:

$$\Delta \ln(X_{1,t}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln(X_{1,t-i}) + \sum_{j=1}^o \beta_j \Delta \ln(X_{2,t-j}) + \cdots + \sum_{l=1}^q \beta_l \Delta \ln(X_{n,t-l}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

En esta ecuación,  $\Delta$  representa el operador de primera diferencia,  $n, o, q$  son los órdenes de rezago seleccionados mediante criterios de información como AIC o BIC, y  $\varepsilon_t$  es un término de error con propiedades de ruido blanco. La interpretación empírica es directa: cada coeficiente mide la magnitud y dirección del efecto transitorio que los cambios de una variable explicativa ejercen sobre la variable dependiente, considerando además la persistencia de sus propios rezagos.

La estimación de un ARDL no solo permite medir impactos contemporáneos, sino también trazar trayectorias dinámicas que resumen cómo se transmite un shock a lo largo de varios períodos. Para formalizar este aspecto, se define el multiplicador dinámico de corto plazo,  $\theta_k(h)$ , que captura la respuesta de la variable dependiente en el periodo  $t + h$  ante un impulso unitario en la variable explicativa  $X_k$  en el periodo  $t$ . Su comportamiento se describe mediante la siguiente recursión:

$$\theta_k(0) = \gamma_{k,0} \quad \theta_k(h) = \sum_{i=1}^n \beta_i \theta_k(h-i) + 1_{\{h \leq q_k\}} \gamma_{k,h} \text{ para } h \geq 1, \quad (2)$$

donde  $\gamma_{k,j}$  corresponde a los coeficientes estimados de los rezagos de  $\Delta \ln(X_k)$ ,  $q_k$  es el número máximo de retardos incluidos, y  $1_{\{h \leq q_k\}}$  es un indicador que activa el efecto de los rezagos hasta el orden especificado. En este marco,  $\theta_k(0)$  refleja el impacto contemporáneo del shock, mientras que la suma de términos posteriores captura la inercia propia del sistema y los efectos retardados de la variable explicativa.

De esta manera, las ecuaciones (1) y (2) permiten no solo estimar los efectos transitorios de un shock, sino también simular escenarios contrafactuales dinámicos en los que se pueden comparar, por ejemplo, los efectos de una eliminación inmediata frente a una eliminación gradual de los subsidios. La interpretación se concentra en el corto plazo, evitando introducir elementos de equilibrio de largo plazo, y otorgando un marco metodológico parsimonioso pero suficientemente robusto para evaluar los impactos inmediatos de reformas de precios relativos en la economía boliviana.<sup>14</sup>

### *Contraste y análisis contrafactual en el ARDL*

En el marco de un modelo ARDL, la estrategia metodológica combina la construcción de escenarios contrafactuales y el contraste de posibles no linealidades en la relación entre variables. El primer componente implica reemplazar la trayectoria observada de una variable explicativa por una senda hipotética que representa un cambio abrupto, manteniendo constantes las demás series para aislar el efecto específico de la intervención. El segundo incorpora transformaciones no lineales en la especificación, lo que permite determinar si el efecto marginal de la variable analizada varía en función de su propia magnitud.

### *Eliminación de shock de los subsidios*

En el escenario de eliminación, la trayectoria observada de  $s_t$  se reemplaza por una trayectoria contrafactual  $s_t^{cf}$ :

$$s_t^{cf} = \begin{cases} s_t, & t < T^*, \\ \delta_t, & t = T^*, \\ 0, & t > T^*, \end{cases} \quad (3)$$

Donde:  $T^*=2010Q4$  es el trimestre de intervención,  $\delta < 0$  representa el cambio porcentual necesario para reducir el nivel del subsidio a cero en un solo trimestre y  $s_t^{cf} = 0$  para  $t > T^*$  refleja que, una vez eliminados, no hay variaciones adicionales (tasa de crecimiento nula).

La proyección contrafactual se obtiene manteniendo constantes las trayectorias observadas de las demás variables explicativas:

$$\Delta \ln(X_{j,t})^{cf} = \Delta \ln(X_{j,t}), \quad \forall j \neq k, \quad (4)$$

de modo que el único cambio introducido en la simulación proviene de la variable de subsidios.

El shock inicial sobre  $s_t$  es:

---

<sup>14</sup> No obstante, su naturaleza uniecuacional implica que no captura interrelaciones estructurales simultáneas entre múltiples variables, limitación que se aborda mediante el uso complementario del modelo SVAR en este estudio.

$$\Delta s_{T^*} = \delta, \quad y \quad \Delta s_t = 0 \quad \forall t > T^* \quad (5)$$

Usando la ecuación ARDL estimada, se recalcula  $\hat{y}_t^{cf}$  de forma recursiva para  $t \geq T^*$ :

$$\hat{y}_t^{cf} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \hat{y}_{t-i}^{cf} + \sum_{j=1}^o \beta_j \Delta \ln(X_{2,t-j})^{cf} + \dots + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta \ln(X_{n,t-j})^{cf} + \varepsilon_t \quad (6)$$

La diferencia  $\hat{y}_t^{cf} - \hat{y}_t$  mide el impacto en la inflación atribuible a la eliminación de subsidios, controlando por la evolución observada del resto de variables.

#### *Contraste de no linealidad entre subsidios y nivel de precios*

La presencia de no linealidad en la relación entre una variable dependiente y una regresora de interés puede evaluarse extendiendo la especificación del modelo ARDL mediante la inclusión de un término cuadrático de dicha regresora. Sea  $X_1$  la variable dependiente,  $X_2$  la variable explicativa objeto de contraste y  $W_t$  un vector de covariables adicionales. La especificación general en diferencias puede expresarse como:

$$\Delta \ln(X_{1,t}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln(X_{1,t-i}) + \sum_{j=1}^o \beta_j \Delta \ln(X_{2,t-j}) + \sum_{l=1}^q \gamma_l \Delta \ln(X_{2,t-l})^2 + \mathbf{W}_t' \boldsymbol{\delta} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Donde:  $X_1$  es la variable dependiente;  $X_2$  es la variable explicativa principal objeto del contraste,  $\mathbf{W}_t$  representa otros regresores del modelo;  $\beta_j$  captura el efecto lineal;  $\gamma_l$  cuantifica el efecto no lineal (curvatura).

La inclusión del término  $X_{2,t}^2$  permite modelar efectos marginales que varían con la magnitud de la variable de interés. La linealidad constituye un caso particular en el que  $\gamma_l = 0$  para todo  $j$ .

La verificación de no linealidad se plantea como un contraste de hipótesis paramétrico:

$$H_0: \gamma_j = 0 \quad \forall j \quad H_1: \exists_j \mid \gamma_j \neq 0 \quad (8)$$

La estimación de la ecuación ampliada se realiza mediante el estimador usual del ARDL, obteniendo estimaciones consistentes de  $\beta_j$  y  $\gamma_j$ . La significancia estadística de  $\gamma_j$  se evalúa a través de estadísticos t individuales o, de forma conjunta, mediante una prueba de Wald. Un rechazo de  $H_0$  proporciona evidencia de que el efecto marginal de  $X_{2,t}$  sobre  $X_{1,t}$  depende de su propia magnitud.

La interpretación de  $\gamma_j$  se asocia con la forma funcional de la respuesta:

- $\gamma_j > 0$  indica convexidad: el efecto marginal se intensifica con el valor de  $X_{2,t}$ .
- $\gamma_j < 0$  indica concavidad: el efecto marginal se atenúa a medida que  $X_{2,t}$  aumenta.

A efectos ilustrativos, la relación estimada puede representarse mediante un hiperplano en el que el eje horizontal recoge  $X_{2,t}$ , el eje profundo y el eje vertical la respuesta estimada. La inclinación y curvatura de dicho hiperplano visualizan de manera directa la naturaleza de la no linealidad detectada.

#### *Modelo Vectorial Autorregresivo Estructural (SVAR)*

El análisis estructural de corto plazo se plantea mediante un Modelo SVAR, siguiendo el enfoque propuesto por Sims (1980) para el tratamiento conjunto de variables endógenas en un sistema dinámico. Esta metodología permite representar de forma compacta la interdependencia temporal entre las variables y,

a través de la imposición de restricciones contemporáneas, identificar innovaciones estructurales ortogonales con interpretación económica definida.

A diferencia de un VAR reducido, que únicamente capta correlaciones dinámicas entre variables, el SVAR permite separar la dinámica endógena del sistema de los impactos exógenos y estructurales, lo que resulta fundamental para evaluar políticas económicas y choques específicos. En el caso boliviano, donde la política de subsidios energéticos es decidida de manera discrecional y no responde instantáneamente a cambios en precios internos o externos, la identificación estructural es crucial para tratar de estimar efectos causales y no meras correlaciones.

Forma general de un modelo SVAR (p)

$$\left\{ \begin{array}{l} x_{1t} = \alpha_{01} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11,i} x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} x_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \alpha_{1m,i} x_{mt-i} + \varepsilon_{1t} \\ x_{2t} = \alpha_{02} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21,i} x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} x_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \alpha_{2m,i} x_{mt-i} + \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ x_{mt} = \alpha_{0m} + \sum_{i=1}^p \alpha_{m1,i} x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{m2,i} x_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \alpha_{mm,i} x_{mt-i} + \varepsilon_{mt} \end{array} \right. \quad (9)$$

La representación general de un modelo estructural de vectores autorregresivos con p rezagos SVAR(p) se muestra en la ecuación 1. En este marco, cada variable endógena  $x_{mt}$  se modela como una función de sus propios rezagos y de los rezagos de las demás variables del sistema, junto con un término de error estructural  $\varepsilon_{mt}$  que capta innovaciones puras no correlacionadas entre sí (Sims, 1980; Lütkepohl, 2005). A diferencia de un VAR reducido, el SVAR impone una estructura sobre las relaciones contemporáneas entre las variables, lo que permite identificar y aislar los efectos causales de shocks exógenos.

Matriz de restricciones contemporáneas tipo A:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{31} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{m1} & \alpha_{m2} & \alpha_{m3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

Esta identificación se lleva a cabo mediante la especificación de una matriz contemporánea de restricciones  $A_0$ , que describe cómo los cambios instantáneos en una variable afectan a las demás en el mismo periodo. Siguiendo el esquema de identificación tipo A (Amisano & Giannini, 1997), la matriz suele adoptar una forma triangular, reflejando un ordenamiento de las variables de mayor a menor grado de exogeneidad contemporánea. Este tipo de estructura es habitual en macroeconomía aplicada para representar jerarquías plausibles de causalidad instantánea (Christiano, Eichenbaum & Evans, 1999; Kilian & Lütkepohl, 2017).

### Escenarios de reforma en el SVAR(p)

En el marco del análisis estructural, se formulan dos configuraciones contrafactualas que difieren en la intensidad y el ritmo de implementación del shock. La primera representa un ajuste abrupto de gran magnitud, diseñado para capturar los efectos inmediatos de una modificación drástica en la variable de interés. La segunda plantea una reducción progresiva, orientada a modelar un proceso de transición

escalonada en el que los efectos se distribuyen temporalmente. Esta diferenciación permite evaluar cómo la velocidad y magnitud de la intervención condicionan tanto la respuesta inicial como la dinámica de ajuste en el horizonte temporal considerado.

### *Escenario de shock*

Implica una reducción inmediata de la subvención equivalente a  $-4,5\sigma$  respecto a la media histórica. Esta magnitud, expresada en unidades estandarizadas, refleja un cambio abrupto y no anticipado que busca capturar el impacto de un retiro total de los subsidios en un solo trimestre, reproduciendo un escenario de ajuste rápido similar a experiencias de consolidación fiscal acelerada en economías con regímenes cambiarios fijos (Clements et al., 2013; Sdralevich et al., 2014).

$$A_0 y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

$$u_t = B \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\hat{y}_{t+h} = \Psi_h \begin{bmatrix} -4,5\sigma \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, h = 0, 1, \dots, H \quad (13)$$

$$\Psi_0 = I, \Psi_h = j = \sum_{j=1}^h \Phi_j B \quad (\Phi_j = \text{coef. MA}) \quad (14)$$

### *Escenario gradual*

Supone una reducción progresiva equivalente a  $-1,5\sigma$  por trimestre, implementada mediante un esquema de ponderación exponencial (EW-SVAR) que permite modelar la disipación paulatina de los efectos transitorios. Esta configuración refleja una transición escalonada, donde los agentes pueden anticipar y ajustar parcialmente sus expectativas, pero a costa de prolongar la presión sobre precios y cuentas externas (Ha et al., 2019).

$$SVAR_t = f(D[2011Q1:t]) \quad (15)$$

$$\hat{y}_{t+1} = IRF_{t+1} \begin{bmatrix} -1.5\sigma \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$t = 2024Q4, 2025Q1, \dots, 2025Q3 \quad (17)$$

$$D_{t+1} = D_t \bigcup \hat{y}_{t+1} \quad (18)$$

En ambos casos, el shock se introduce en la variable de subvención a hidrocarburos ( $\Delta \ln sub_t$ ) y su transmisión se evalúa a través de las Funciones de Impulso–Respuesta (FIR) estimadas para un horizonte H trimestral relevante. Estas FIR permiten cuantificar tanto el impacto inmediato como la trayectoria acumulada de la inflación, el tipo de cambio sombra y la brecha del producto, identificando las diferencias en velocidad de ajuste, persistencia y volatilidad entre los dos escenarios.

La comparación entre configuraciones aporta evidencia sobre el papel de la velocidad de implementación en la magnitud y persistencia de los desequilibrios macroeconómicos posteriores a la eliminación de subsidios, elemento central para el diseño de políticas de transición ordenada.

### Tratamiento estadístico<sup>15</sup>

El análisis empírico se sustenta en una base de datos de frecuencia trimestral construida a partir de fuentes oficiales y estimaciones propias, garantizando consistencia temporal y homogeneidad metodológica. La selección de variables, así como el periodo de estudio, se adecúan a los requerimientos específicos de cada modelo econométrico aplicado, resguardando la pertinencia de las simulaciones y la validez de los contrastes realizados.

### Datos y fuentes

La Tabla 1 presenta las series empleadas, sus fuentes y unidades de medida. La información proviene principalmente del Instituto Nacional de Estadística (INE), el Banco Central de Bolivia (BCB) y el Ministerio de Economía y Finanzas Públicas, complementada con estimaciones de investigaciones previas para variables no disponibles directamente.

Tabla 1: Fuentes y descripción de variables

Variable	Fuente	Unidades	Definición	Metodología
Índice de precios al consumidor (ipc)	INE	Índice, 2016=100	El Índice de Precios al Consumidor (IPC) es un indicador que mide la variación mensual de los precios de un conjunto de bienes y servicios, Serie oficial del INE. representativos del gasto que realizan los hogares (INE, 2016).	
Inflación a 12 meses (inf)	INE	Porcentaje (%)	La variación a 12 meses corresponde al cambio relativo del nivel de precios observado entre un mes de referencia y el mismo mes del año inmediatamente anterior (INE, 2016).	Serie oficial del INE.
PIB real (pibr)	INE	MM de USD constantes (año base 1990)	Valor monetario a precios constantes (precios de un año base) de la producción de bienes y servicios finales de un país durante un período determinado de tiempo, normalmente un año (ASFI, 2019)	Serie oficial del INE.
Brecha del producto (gap_y)	Estimación propia	Porcentaje (%)	Diferencia relativa entre el PIB real observado y el PIB tendencial (Hodrick & Prescott, 1997; Hamilton, 2018)	Estimación propia sobre el PIB real. <sup>16</sup>
Agregado monetario (m2)	BCB	MM de Bs	Billetes y monedas en poder del público, conjuntamente los depósitos a la vista en moneda nacional y caja de ahorros. (INE, 2016).	Serie oficial del BCB.
Tipo de cambio sombra (tcs)	Estimación propia	Bs/USD	Paridad cambiaria de equilibrio implícita en fundamentos macroeconómicos, diferenciales de precios y productividad (Muriel & Terrazas, 2025).	Estimación mediante el filtro de Kalman.

<sup>15</sup> Las series fueron sometidas a pruebas de estacionalidad y estacionariedad. En caso necesario, se procedió a la desestacionalización. Para el ARDL, se admite la inclusión de variables con distinto orden de integración ( $I(0)$  o  $I(1)$ ), siempre que exista cointegración; en el SVAR, todas las variables se modelan estacionarias, ya sea en niveles o en primeras diferencias.

<sup>16</sup> El PIB tendencial se obtiene filtrando la tendencia de largo plazo del PIB mediante el filtro Hodrick-Prescott ( $\lambda=1600$ )

Variable	Fuente	Unidades	Definición	Metodología
Subvención a hidrocarburos (sub)	Estimación propia <sup>17</sup>	Millones de USD constantes (año base 1990)	Para Riedy (2011), comprenden todas las estimaciones propias a medidas que mantienen los precios para los consumidores por debajo del nivel de mercado. y Velázquez (2024) <sup>18</sup>	

Fuente: Elaboración propia

#### Cobertura temporal y criterios de selección

- i. Modelo ARDL: se emplea el intervalo 2010Q1–2024Q4, lo que maximiza el número de observaciones y permite simular escenarios contrafactualos en un horizonte temporal extenso.
- ii. Modelo SVAR: se utiliza el intervalo 2011Q1–2024Q4<sup>19</sup>, definido por la disponibilidad homogénea de todas las series y la necesidad de evitar sesgos iniciales en estimaciones filtradas.

#### Fundamentos para la especificación de variables

- i. En el ARDL, la elección de series está sustentada en la Teoría Cuantitativa del Dinero, que postula que la evolución de los precios está determinada por la dinámica de la cantidad de dinero, el nivel de actividad económica y factores que modifican los precios relativos (Friedman, 1956; Lucas, 1980; Hamilton, 1994; Pesaran & Shin, 1999). Esta estructura es flexible para capturar relaciones de corto plazo, integrar series con diferentes órdenes de integración y contrastar cointegración, lo que posibilita evaluar escenarios históricos alternativos.
- ii. En el SVAR, la selección responde a criterios de coherencia macroeconómica y de identificación estructural, siguiendo los lineamientos de Sims (1980) y Lütkepohl (2005), de forma que las variables representen canales de transmisión relevantes y permitan la identificación de innovaciones estructurales con interpretación económica consistente.

## 5. Resultados

Se presentan primero los resultados del ARDL(3,0,0,0,0), utilizado para evaluar la dinámica inflacionaria de corto plazo, un escenario contrafactual de eliminación anticipada del subsidio y la verificación de no linealidades. Luego, el SVAR(1) estructural tipo A muestra el ajuste sistemático conjunto de inflación, tipo de cambio sombra y brecha del producto. Ambos modelos coinciden en que la eliminación del subsidio genera un choque inflacionario de gran magnitud, presiona el tipo de cambio paralelo y produce un repunte transitorio del producto. Este comportamiento refleja la interacción entre fundamentos monetarios, rigideces nominales e inercia inflacionaria ante reformas fiscales abruptas.

### Resultados del Modelo ARDL

El punto de partida teórico para la especificación del ARDL se basa en la Teoría Cuantitativa del Dinero (TQM) en su formulación moderna, según la cual:

$$M_t V_t = P_t Y_t \quad (19)$$

<sup>17</sup> La fuente de la estimación de la subvención explícita a los carburantes son los cálculos efectuados para el Banco Mundial, en base a información oficial disponible.

<sup>18</sup> Ver Anexo B

<sup>19</sup> El año de inicio del SVAR está condicionado por la disponibilidad homogénea de la serie de tipo de cambio sombra, cuya estimación se estabiliza a partir de 2011Q1, evitando así distorsiones asociadas a los valores iniciales.

Donde:  $M_t$  es la oferta monetaria,  $V_t$  la velocidad de circulación,  $P_t$  el nivel general de precios y  $Y_t$  el producto real (a precios de mercado). Bajo el supuesto de que  $V_t$  es relativamente estable en el corto plazo<sup>20</sup> la identidad se puede expresar en logaritmos y diferencias como:

$$\ln(P) = \ln(M_t) + \ln(V_t) - \ln(Y_t) \quad (20)$$

En cuentas nacionales, el PIB a precios de mercado se relaciona con el PIB a precios básicos por<sup>21</sup>:

$$Y_t^{pm} = Y_t^{pb} + T_t - SUB_t \quad (21)$$

$$Y_t^{pm*} = Y_t^{pb} + T_t \quad (22)$$

$$Y_t^{pm} = Y_t^{pm*} - SUB_t \quad (23)$$

En la TQM, el nivel de precios se define respecto del PIB a precios de mercado; desde la contabilidad nacional, este se construye sumando el valor agregado a precios básicos y los impuestos sobre los productos y restando las subvenciones, de modo que los subsidios actúan como impuestos negativos que alteran precios relativos y, por agregación, el nivel general de precios. Esto justifica incorporar cambios en los subsidios en la especificación empírica de inflación. La evidencia sobre reformas de subsidios energéticos muestra, además, efectos sistemáticos sobre precios y asignación de recursos, reforzando su inclusión como determinante de corto plazo. (United Nations et al., 2009; Coady, Parry, Sears, & Shang, 2015).

$$\begin{aligned} \Delta \ln(P_t) = & \alpha + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta \ln(P_{t-i}) + \sum_{j=1}^o \beta_j \Delta \ln(M_{t-j}) + \sum_{k=1}^p \theta_k \Delta \ln(PIB_{t-p}^{pm*}) \\ & + \sum_{l=1}^q \zeta_l \Delta \ln(SUB_{t-q}) + \sum_{m=1}^m \eta_m \Delta \ln(SUB_{t-m})^2 + \vartheta D_{ss} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (24)$$

Se estima un ARDL con fundamentos monetarios (Ecuación 25), orientado a capturar las relaciones dinámicas de corto plazo y posibles no linealidades entre subsidios a los hidrocarburos e inflación. La ecuación estimada, con niveles de significancia reportados entre corchetes (p-value), es:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(IPC_t) = & 0.2 \Delta \ln(IPC_{t-1}) [0.14] + 0.2 \Delta \ln(IPC_{t-2}) [0.11] + 0.08 \Delta \ln(IPC_{t-3}) [0.56] \\ & + 0.03 \Delta \ln(M2_t) [0.21] - 0.02 \Delta \ln(PIB_{r,t}^{pm*}) [0.01] - 7.1 \Delta \ln(SUB_t) [0.08] \\ & + \mathbf{0.6 \Delta \ln(SUB_t)^2 [0.08]} + 0.004 D_{ss} [0.12] + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (25)$$

Los coeficientes asociados a los rezagos de la inflación  $\Delta \ln(IPC_{t-1})$  y  $\Delta \ln(IPC_{t-2})$  son positivos y cercanos en magnitud (0.22 y 0.21), lo que evidencia la presencia de inercia inflacionaria. Este patrón es consistente con un contexto en el que la indexación de precios y salarios, así como la formación de expectativas, tienden a perpetuar las variaciones de precios en el tiempo, un rasgo característico de economías con rigideces nominales.

El coeficiente de la variación de  $M2$  (0.03) confirma la relevancia de los fundamentos monetarios: expansiones de la liquidez tienden a generar presiones inflacionarias, en línea con la Teoría Cuantitativa del Dinero bajo un supuesto de estabilidad relativa de la velocidad de circulación. Por su parte, el producto

<sup>20</sup> Este supuesto ha sido ampliamente discutido y validado en estudios clásicos como Friedman (1956) y Lucas (1980), y en aplicaciones empíricas más recientes (Hamilton, 1994; Pesaran & Shin, 1999)

<sup>21</sup> En contabilidad nacional, el PIB a precios de mercado se obtiene como la suma del PIB real a precios básicos más los impuestos menos las subvenciones (SNA 2008).

real presenta un coeficiente negativo ( $-0.02$ ), estadísticamente significativo al 10%, lo que sugiere que fases de mayor actividad económica se asocian con menores presiones inflacionarias en el corto plazo, posiblemente debido a aumentos de oferta que compensan la presión de la demanda.

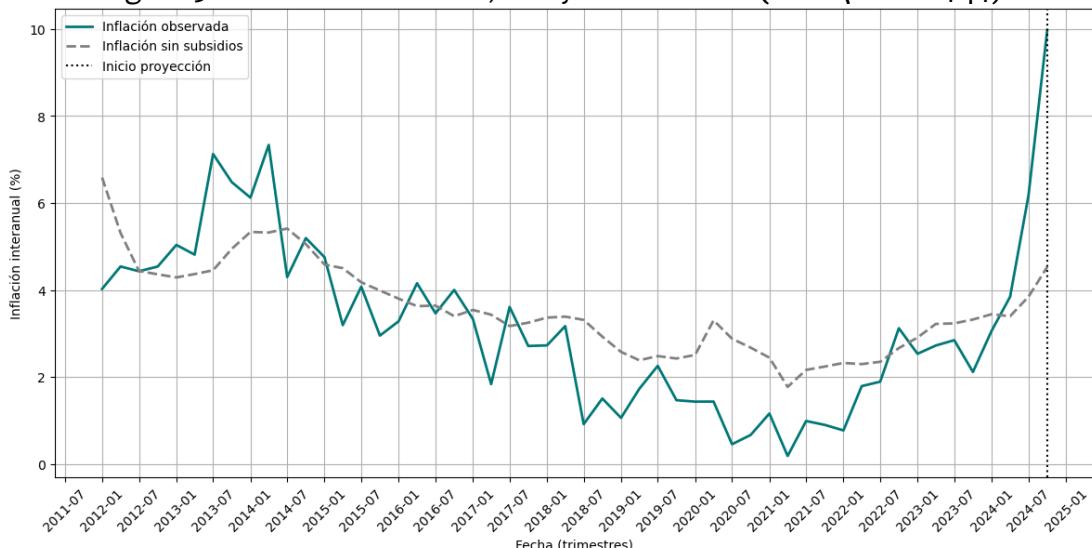
Finalmente, la variable dicótoma  $D_{ss}$ , que identifica el régimen sin subsidios, muestra un coeficiente positivo de  $0.004$  con  $p=0.12$ . Este valor no es estadísticamente significativo a niveles convencionales, por lo que no encontramos evidencia robusta de que, controlando por la inercia inflacionaria y los fundamentos (liquidez, actividad y bloque de subsidios), el cambio de régimen modifique de manera sistemática la trayectoria de la inflación. El signo positivo sugiere, a lo sumo, un efecto promedio leve en el corto plazo, indistinguible de cero, coherente con que el impacto principal esté capturado por los términos de subsidios y la dinámica transitoria del modelo.<sup>22</sup>

En conjunto, los resultados<sup>23</sup> del modelo indican que la eliminación del subsidio genera un efecto inflacionario inicial cuya magnitud depende no solo de la reducción puntual, sino también de la trayectoria histórica de su mantenimiento.

#### *Escenario contrafactual de eliminación anticipada (2010Q4)*

El ejercicio contrafactual de eliminación anticipada del subsidio en 2010Q4 se basa en la estimación del modelo ARDL, proyectando la trayectoria de inflación anualizada bajo el supuesto de que la medida (equivalente a mantener el “gasolinazo”) se hubiera sostenido de forma permanente desde su implementación. La hipótesis central es que una corrección temprana de precios relativos, aunque inflacionaria en el corto plazo, evita la acumulación de distorsiones fiscales (mayor déficit público), monetarias (expansión del crédito del BCB al SPNF) y cambiarias (brecha creciente entre el tipo de cambio oficial y el de equilibrio) que emergen cuando la política de subsidios se prolonga en el tiempo.

**Figura 5: Inflación a 12 meses, con y sin subsidios (2012Q1 – 2024q4)**



Fuente: Elaboración propia

<sup>22</sup> En línea con McCloskey y Ziliak (1996), la falta de significancia estadística impide asignar una interpretación económica al signo del coeficiente, pues el intervalo de confianza es compatible con efectos positivos, negativos o nulos.

<sup>23</sup> La interpretación teórica de los parámetros de los subsidios y su significancia estadística serán desarrollados en el acápite “Verificación de no linealidad en la relación subsidios–inflación”.

En nuestro contrafactual, el aumento transitorio de la inflación tras eliminar el subsidio en 2010Q4 es coherente con la evidencia internacional: los ajustes de precios energéticos suelen generar un impacto inflacionario de corto plazo que se disipa cuando la reforma va acompañada de medidas macro y compensación focalizada; a la vez, la corrección reduce desequilibrios fiscales y presiones de liquidez que, de prolongarse, tenderían a alimentar la inflación en el tiempo. (Clements et al., 2013; Inchauste & Victor, 2017).

Este patrón es coherente con la dinámica macroeconómica boliviana reciente, la extensión del subsidio ha estado asociada a un déficit fiscal estructural (promedio 7,5 % del PIB entre 2015 y 2023) y un aumento sostenido del crédito interno neto del BCB al sector público, que pasó de aproximadamente 6 % del PIB en 2014 a más de 20 % en 2023 (BCB, 2024). Ambos factores introducen presiones inflacionarias al expandir la liquidez doméstica, incluso cuando los precios internacionales de los combustibles no aumentan, ya que el financiamiento monetario sustituye la corrección de precios relativos. En consecuencia, el escenario contrafactual logra evitar estas presiones al eliminar desde un inicio la necesidad de financiar el subsidio.

En la Figura 5 se aprecia que, hacia el final del período, la inflación simulada sin subsidio (línea discontinua) se ubica entre 1 y 2 p.p. por debajo de la observada (línea continua). Este resultado debe entenderse como un ejercicio contrafactual derivado de la estimación ARDL y no como una comprobación empírica directa. Su interpretación es consistente con la evolución del tipo de cambio sombra, que refleja el desalineamiento creciente entre el tipo de cambio oficial y los fundamentos externos, evidenciando que el sostenimiento del subsidio contribuye a presiones fiscales y monetarias que terminan amplificando la inflación efectiva.

#### *Verificación de no linealidad en la relación subsidios–inflación*

El modelo ARDL (Ecuación 22) indica que el coeficiente asociado a la variación logarítmica del subsidio,  $\Delta \ln(SUB_t)$ , es negativo y significativo al 10 % ( $\beta_1 = -8.82$ ). Este resultado es coherente con un canal de costos: abaratar la energía (insumo transversal en producción y transporte) contiene la inflación en el corto plazo, tal como documentan marcos de inflación de costos y la evidencia de economías emergentes donde los precios regulados de energía tienen un peso no trivial en el IPC (Ha, Kose y Ohnsorge, 2019).

Para contrastar no linealidad se incorporó  $\Delta \ln(SUB_t)^2$ , cuyo coeficiente es positivo y significativo al 10 % ( $\beta_2 = +0.77$ ). La relación condicional simplificada puede escribirse como:

$$\Delta \ln(IPC_t) = \beta_1 \Delta \ln(SUB_t) + \beta_2 \Delta \ln(SUB_t)^2 + \theta^t W_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Donde  $W_t$  recoge controles y rezagos. El efecto marginal de cambios del subsidio sobre la inflación es:

$$\frac{\partial \Delta \ln(IPC_t)}{\partial \Delta \ln(SUB_t)} = \beta_1 + 2\beta_2 \Delta \ln(SUB_t) \quad (27)$$

Dado  $\beta_1 < 0$  y  $\beta_2 > 0$ , la pendiente es negativa pero se atenúa en valor absoluto a medida que  $\Delta \ln(SUB_t)$  aumenta, el subsidio sigue reduciendo la inflación, pero cada unidad adicional “compra” menos reducción de precios que la anterior. Gráficamente, la curva subsidio–inflación es convexa y descendente en el rango observado. No se infiere un cambio de signo del efecto; lo que se identifica es atenuación marginal del poder antiinflacionario. El punto de mínima de la parábola,  $\Delta \ln(SUB_t)^* = \frac{\beta_1}{2\beta_2}$ , sirve únicamente como referencia teórica; con los coeficientes estimados cae fuera del soporte empírico habitual de  $\Delta \ln(SUB_t)$ , por lo que en la muestra relevante la relación es monotónica descendente con efecto marginal decreciente.

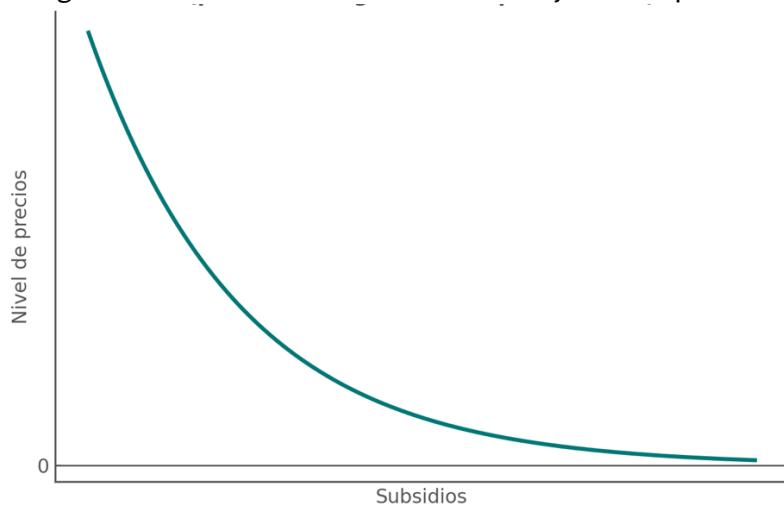
Esta no linealidad es consistente con una lectura temporal, la eficacia del subsidio como ancla nominal es mayor en los primeros períodos y se erosiona conforme se prolonga e intensifica. En una primera fase, los subsidios logran contener los precios mediante un abaratamiento directo de los costos energéticos, lo que reduce la inflación a través del canal de costos. Sin embargo, a medida que esta política se sostiene en el tiempo, el impacto adicional sobre el nivel de precios se atenúa. En otras palabras, los subsidios muestran efectos marginales decrecientes en su capacidad de estabilización, un comportamiento consistente con el carácter no lineal que se ha documentado en la literatura sobre gasto público y distorsiones de precios relativos.<sup>24</sup>

En primer lugar, el canal de costos exhibe saturación: una vez internalizado el abaratamiento energético en los rubros de mayor ponderación, reducciones adicionales del costo de la energía tienen un impacto proporcionalmente menor en el índice agregado (Parry, Heine, Lis & Li, 2014; Ha, Kose & Ohnsorge, 2019). En segundo lugar, las rigideces nominales y la inercia inflacionaria limitan la transmisión. La persistencia de precios energéticos artificialmente bajos induce reglas de fijación de precios e indexación salarial que, con el tiempo, reducen la sensibilidad de la inflación a nuevas variaciones del subsidio (Galí, 2008; Herrera, Lagalo & Wada, 2019).

En tercer lugar, las restricciones fiscales y monetarias acotan progresivamente el anclaje nominal. Financiar subsidios crecientes tensiona el balance público y, cuando el financiamiento recae en crédito interno y/o monetización, especialmente bajo un régimen de tipo de cambio fijo, aparecen presiones de demanda que contrapesan parcialmente el efecto desinflacionario inicial (Clements et al., 2013; Inchauste & Victor, 2017). Estos efectos se acumulan y hacen que el subsidio pierda eficacia en el tiempo.<sup>25</sup>

Finalmente, el frente externo se vuelve determinante: mantener precios internos por debajo de su nivel de equilibrio durante un periodo prolongado profundiza la dependencia de importaciones de combustibles, aumenta la exposición a shocks internacionales del petróleo y amplifica el pass-through cambiario en el momento en que los precios regulados deben corregirse. Como consecuencia, el subsidio pierde capacidad incremental para contener la inflación (Plante, 2013; Kilian & Lütkepohl, 2017).

Figura 6: Relación no lineal entre subsidio y nivel de precios



Fuente: Elaboración propia

<sup>24</sup> La inclusión de términos cuadráticos en modelos económicos de política pública responde precisamente a la necesidad de capturar este tipo de no linealidades; véase Ram (1986) y Barro (1990).

<sup>25</sup> Un patrón similar de erosión de la eficacia de políticas fiscales expansivas ha sido documentado en modelos de dominancia fiscal en economías emergentes; véase Sargent & Wallace (1981).

Desde la perspectiva de inferencia, la significancia al 10 % es razonable en un dominio de alta volatilidad como energía y precios regulados, donde interesa detectar curvatura estructural con relevancia de política aun a costa de un umbral de confianza menos estricto. La especificación cuadrática es un test paramétrico parsimonioso para no linealidades ampliamente aceptado en evaluación de políticas y gasto público; permite formalizar efectos marginales decrecientes sin postular umbrales discretos (Ram, 1986; Barro, 1990; Clements et al., 2013; Parry et al., 2014).

La Figura 6 muestra que, en una fase inicial, los subsidios reducen significativamente el nivel de precios al funcionar como un ancla nominal efectiva; no obstante, conforme se prolongan e intensifican, la pendiente de la curva se atenúa, manteniendo un efecto antiinflacionario con rendimientos decrecientes. La forma convexa refleja que los beneficios iniciales de estabilización se erosionan progresivamente, de modo que aumentos adicionales del subsidio generan reducciones cada vez menores en la inflación. En términos de política económica, esto evidencia que recurrir de manera sostenida a subsidios no es una estrategia eficiente de estabilización, ya que, aunque contienen la inflación en el corto plazo, su efectividad disminuye intertemporalmente y los costos fiscales, monetarios y externos se acumulan (Clements et al., 2013; Parry et al., 2014; Ha et al., 2019).

## Resultados del Modelo SVAR

El modelo estimado es un SVAR(1) estructural tipo A, diseñado para capturar las interacciones contemporáneas y dinámicas entre la variación logarítmica de la subvención a los hidrocarburos  $\Delta \ln SUB_t$ , la inflación ( $inf_t$ ), la variación logarítmica del tipo de cambio sombra  $\Delta \ln TCS_t$  y la brecha del producto  $gap_y_t$ . Este enfoque multiecuacional permite evaluar efectos sistémicos y simultáneos, incorporando las relaciones de causalidad contemporánea impuestas por la matriz estructural, y considerando el impacto de eventos exógenos a través de variables dummy ( $d_t$ ) que recogen los efectos de la pandemia de COVID-19, el conflicto social de 2019 y la guerra Rusia-Ucrania.

La formulación del modelo es:

$$x_t = [\Delta \ln sub_t, inf_t, \Delta \ln tcs_t, gap_y]'$$
 (28)

$$x_t = c + B_1 x_{t-1} + \Gamma d_t + u_t$$
 (29)

Donde:  $d_t = [D_t^{covid}, D_t^{2019}, D_t^{rus\_ukr}]'$

Vectores y matrices estimadas

$$c = \begin{bmatrix} 0.0233 \\ -0.0367 \\ -0.0004 \\ 0.3257 \end{bmatrix}, \quad (30)$$

$$B_1 = \begin{bmatrix} 0.036 & -0.047 & -7.239 & -0.027 \\ 0.545 & 0.002 & 10.531 & -0.0265 \\ 0.002 & -0.005 & -0.1373 & 0.0001 \\ 5.234 & -0.033 & 175.07 & -0.3533 \end{bmatrix}, \quad \Gamma = \begin{bmatrix} -0.778 & 0.4915 & 0.085 \\ 0.169 & -0.4433 & 0.410 \\ -0.0028 & 0.003 & 0.005 \\ -12.107 & 11.665 & -2.359 \end{bmatrix}$$

Los resultados del modelo SVAR estimado muestran una estructura dinámica en la que los coeficientes del vector de constantes  $c$  son relativamente pequeños, indicando que las tendencias determinísticas tienen un peso moderado en la evolución de las variables. La matriz  $B_1$  revela interdependencias significativas: por ejemplo, el coeficiente de 10.531 entre el tipo de cambio sombra ( $\Delta \ln tcs_t$ ) y la inflación indica una fuerte transmisión contemporánea de variaciones cambiarias hacia precios, consistente con un elevado

coeficiente de traspaso cambiario en economías con rigideces nominales y alta dependencia de importaciones. El valor de 175.07 que vincula la inflación con la brecha del producto sugiere que shocks inflacionarios repercuten de forma marcada en la actividad económica medida en términos de desviaciones respecto al PIB tendencial, aunque este efecto es posiblemente no lineal.

La matriz  $\Gamma$  evidencia el impacto de variables exógenas como los choques por COVID-19, la crisis política de 2019 y la guerra Rusia–Ucrania, destacando magnitudes relevantes como el efecto contractivo de la pandemia sobre la brecha del producto (-12.107) y el incremento asociado a choques externos sobre la inflación (0.410). En conjunto, los estimadores confirman que la dinámica macroeconómica boliviana está fuertemente condicionada tanto por interacciones internas —especialmente entre tipo de cambio e inflación— como por perturbaciones exógenas recientes, reforzando la necesidad de incorporar estos factores en el diseño de política económica.

Matriz estructural A estimada

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.181 & 1 & 0 & 0 \\ 0.002 & -0.00003 & 1 & 0 \\ -85.82 & 0.187 & -158.5 & 1 \end{bmatrix} \quad (31)$$

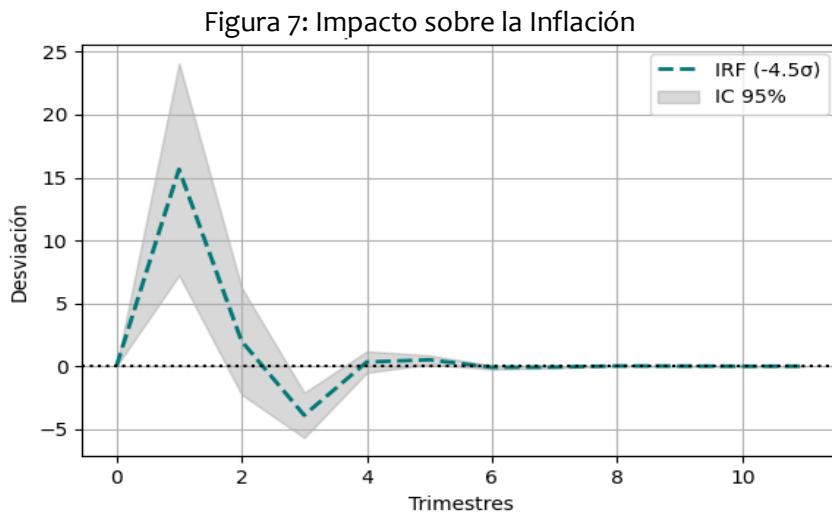
La estimación de la matriz estructural A del SVAR muestra que la subvención a los hidrocarburos ( $\Delta \ln_{sub_t}$ ) es contemporáneamente exógena, pues su fila presenta  $a_{11}=1$  y ceros en el resto de posiciones, lo que implica que no responde de forma inmediata a cambios en inflación, tipo de cambio sombra o brecha del producto. El coeficiente  $a_{21}=-0.1810$  indica que un shock en la subvención impacta negativamente en la inflación en el mismo trimestre, evidenciando su rol como ancla nominal. Por su parte, el tipo de cambio sombra muestra coeficientes prácticamente nulos frente a shocks en la subvención e inflación, lo que confirma que su ajuste es más rezagado, coherente con un régimen de tipo de cambio fijo donde el precio implícito de la divisa se mueve gradualmente en respuesta a desequilibrios.

En contraste, la brecha del producto exhibe coeficientes contemporáneos de gran magnitud ante shocks fiscales y cambiarios (-85.83 y -158.47), lo que revela que ambos canales son determinantes inmediatos de la actividad económica. Esto implica que, en el contexto boliviano, perturbaciones simultáneas en subsidios y presiones cambiarias se transmiten rápidamente al nivel de actividad, afectando la capacidad productiva y las fluctuaciones del ciclo económico.

### *Inflación interanual*

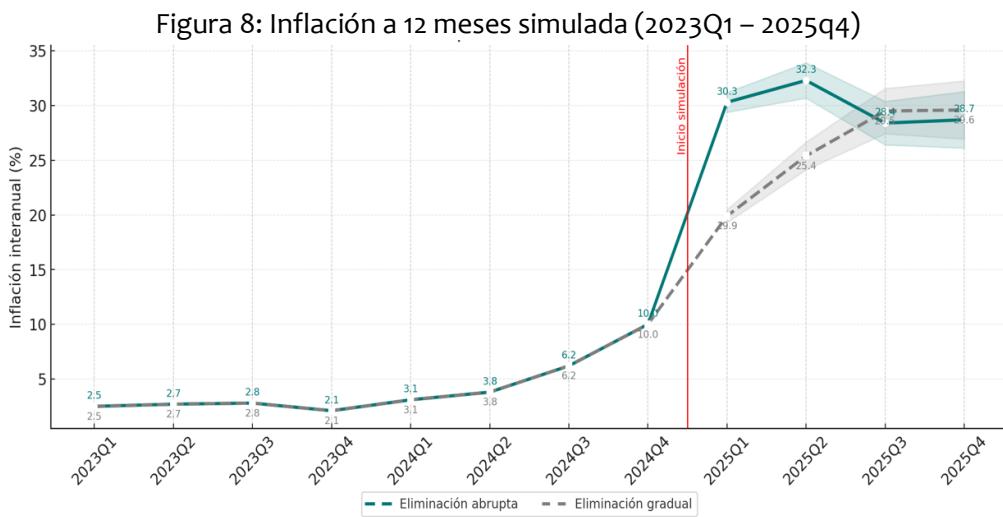
La Figura 7 presenta FIR estimada para la inflación interanual ante un shock estructural negativo equivalente a la eliminación total del subsidio a los hidrocarburos. Bajo la identificación recursiva tipo A del modelo SVAR(1), el shock calibrado en -4.5 desviaciones estándar genera un incremento inmediato y pronunciado de la inflación, que alcanza su punto máximo en el segundo trimestre posterior al evento con un valor cercano a 13 desviaciones estándar. La magnitud y rapidez de la respuesta son consistentes con la evidencia internacional sobre shocks de precios energéticos, donde el traspaso a la inflación suele ser fuerte y concentrado en los primeros trimestres (Kilian & Vega, 2011; Baumeister & Hamilton, 2019).

La trayectoria estimada exhibe un patrón transitorio: tras el máximo inicial, la respuesta de la inflación converge gradualmente hacia su nivel de equilibrio en torno al cuarto o quinto trimestre, con un breve episodio de sobreajuste negativo en el tercero. Este comportamiento es consistente con la presencia de rigideces nominales y mecanismos de indexación parcial de precios y salarios que amplifican temporalmente el shock inicial, tal como sugieren modelos de nueva macroeconomía keynesiana (Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005; Galí, 2008).



Fuente: Elaboración propia

La Figura 8 complementa este análisis al traducir la FIR a términos absolutos de inflación interanual. Considerando una inflación observada de 10,0 % al cierre de 2024Q4, la simulación indica que, bajo un escenario de eliminación abrupta, el nivel se elevaría a 30,3 % en 2025Q1 y alcanzaría un máximo de 32,3 % en 2025Q2. Posteriormente, la inflación se modera a 28,4 % en 2025Q3 y 28,7 % en 2025Q4, manteniéndose en niveles muy superiores al promedio histórico de la última década (3,3 % interanual). El escenario de eliminación gradual suaviza el perfil de ajuste, pero también conduce a niveles persistentemente elevados —29,9 % en 2025Q1 y 25,4 % en 2025Q2—, lo que coincide con la evidencia de que la secuencia de ajuste condiciona la magnitud, pero no elimina el componente estructural del shock (Clements et al., 2013; Sdralovich et al., 2014).



Fuente: Elaboración propia

Estos resultados deben interpretarse en interacción con las demás variables endógenas del modelo. La depreciación del tipo de cambio sombra tras el retiro del subsidio constituye un canal de transmisión clave, amplificando el efecto inflacionario mediante el encarecimiento de importaciones, un mecanismo ampliamente documentado en economías emergentes con alta dependencia de bienes transables (Goldfajn & Werlang, 2000; Edwards, 2006). A su vez, la brecha del producto experimenta una expansión transitoria vinculada al adelantamiento de consumo e inversión frente al shock esperado de precios,

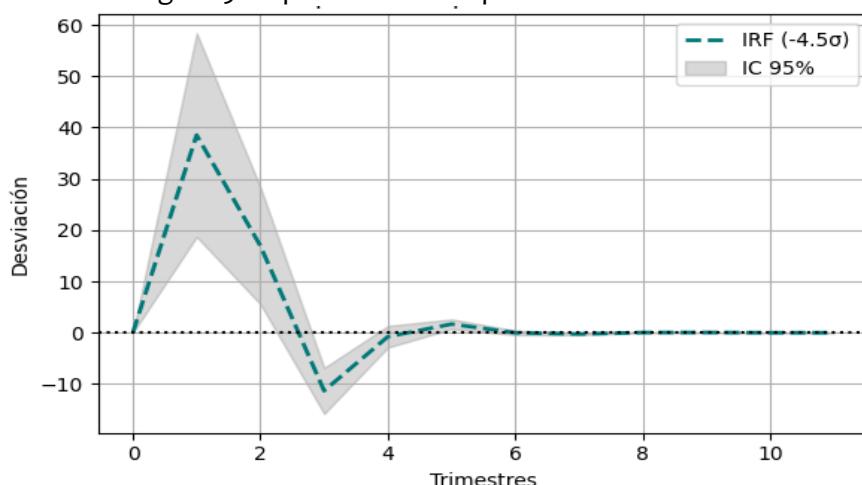
fenómeno descrito en la literatura como front-loading o reasignación intertemporal (Calvo, 1983; Corsetti & Pesenti, 2005).

En suma, la combinación de las FIR y la trayectoria en niveles sugiere que la eliminación de subsidios, sin un ancla nominal creíble ni medidas compensatorias, puede generar un salto inflacionario abrupto, predominantemente transitorio, aunque con riesgos de persistencia si los canales de retroalimentación cambiario, salarial y de expectativas no son gestionados adecuadamente. Este hallazgo es consistente con la evidencia internacional sobre reformas de precios energéticos en contextos de rigideces nominales y regímenes cambiarios poco flexibles (Inchauste & Victor, 2017; El-Katiri & Fattouh, 2017).

### *Tipo de cambio sombra*

El resultado indica una depreciación inmediata, cuyo efecto máximo se alcanza aproximadamente en el segundo trimestre posterior al shock, con una magnitud cercana al 40 % en términos relativos. Este ajuste refleja que, al eliminarse la subvención, el precio implícito de la divisa en la economía boliviana se corrige rápidamente para absorber el mayor costo de importación de combustibles. En la literatura sobre subsidios energéticos se ha documentado que la eliminación de transferencias de este tipo suele desencadenar correcciones abruptas en precios relativos, particularmente en mercados donde los bienes energéticos tienen un peso significativo en la canasta de consumo y en los costos de producción (Coady et al., 2015; Inchauste & Victor, 2017).

Figura 9: Impacto sobre el tipo de cambio sombra



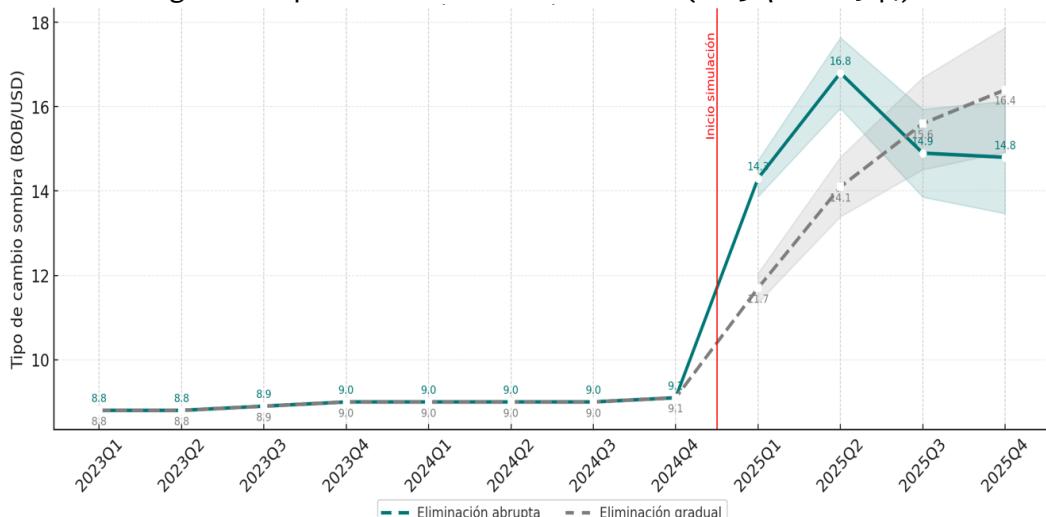
Fuente: Elaboración propia

El mecanismo de transmisión puede explicarse del siguiente modo, la eliminación del subsidio eleva los precios internos de los combustibles, lo que bajo un régimen de tipo de cambio fijo como el boliviano se traduce en una depreciación implícita del tipo de cambio sombra. Este proceso puede interpretarse como un ajuste hacia la paridad del poder adquisitivo (PPP), en el que los precios internos se corrijen para reflejar el costo real de los bienes transables. La literatura empírica confirma que, en economías con controles cambiarios y precios administrados, la inflación interna suele ser un determinante inmediato de la brecha entre el tipo de cambio oficial y el de equilibrio (Edwards, 2006; Goldfajn & Valdés, 1999). Así, la magnitud de la depreciación estimada no solo responde al shock puntual sobre combustibles, sino también a la acumulación previa de desequilibrios externos y fiscales que condicionan la sostenibilidad del ancla cambiaria.

La Figura 10 complementa este análisis al presentar la trayectoria simulada del tipo de cambio sombra en niveles bajo eliminación abrupta y gradual. En el escenario abrupto, el valor sombra pasa de Bs 9,1/USD en

2024Q4 a Bs 14,7/USD en 2025Q1, alcanzando un máximo de Bs 16,8/USD en 2025Q2, lo que implica una depreciación acumulada del 84 % respecto al nivel previo al shock. En contraste, la eliminación gradual reduce la magnitud inicial del ajuste, pero prolonga las presiones cambiarias: el tipo de cambio sombra se estabiliza más tarde y en un nivel relativamente alto (Bs 16,4/USD en 2025Q4). Este comportamiento confirma que la gradualidad modifica la secuencia temporal del ajuste, pero no elimina la necesidad de corrección. Estudios comparativos de reformas en países como Egipto, Marruecos o Indonesia muestran resultados similares, los esquemas graduales reducen la intensidad inicial del shock, pero generan presiones prolongadas sobre las cuentas externas y las expectativas devaluatorias (Clements et al., 2013; El-Katiri & Fattouh, 2017).

Figura 10: Tipo de cambio sombra simulado (2023Q1 – 2025q4)



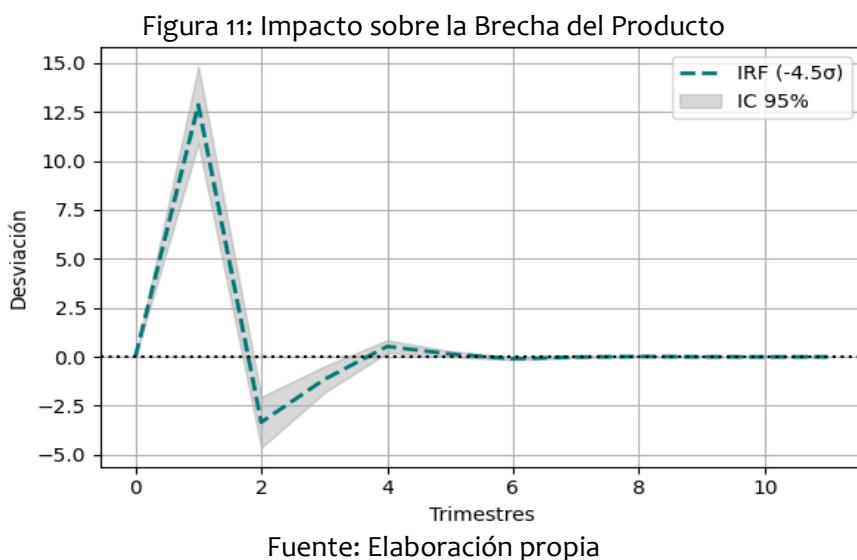
Fuente: Elaboración propia

La persistencia observada en ambas trayectorias sugiere que el tipo de cambio sombra funciona como un barómetro de desequilibrios estructurales de la economía boliviana. En particular, refleja la caída sostenida de las exportaciones de hidrocarburos desde 2014, la reducción de las reservas internacionales netas y la dificultad de acceder a financiamiento externo en condiciones favorables. Este conjunto de factores externos limita la capacidad de sostener un tipo de cambio oficial fijo sin recurrir a crecientes subsidios e intervención del Banco Central. En ausencia de medidas de política complementarias (como una consolidación fiscal que reduzca el déficit primario o una mayor flexibilidad del régimen cambiario), la brecha entre el tipo de cambio oficial y el sombra tenderá a mantenerse en el tiempo. La literatura sobre regímenes de tipo de cambio fijo en economías emergentes muestra que esta brecha constituye un indicador temprano de crisis cambiarias o devaluaciones forzadas (Calvo & Reinhart, 2002; Reinhart & Rogoff, 2004).

Por tanto, los resultados sugieren que la depreciación del tipo de cambio sombra no puede interpretarse solamente como un fenómeno especulativo de corto plazo, sino como una corrección de precios relativos acumulada en un contexto de subsidios prolongados y creciente rigidez cambiaria. Este hallazgo coincide con la evidencia empírica para economías con políticas de control de precios energéticos y cambiarios, donde la interacción entre inflación interna y tipo de cambio refleja tensiones macroeconómicas más profundas que no se resuelven sin ajustes estructurales (Goldfajn & Werlang, 2000; Inchauste & Victor, 2017).

## Brecha del Producto<sup>26</sup>

La Figura 11 presenta la respuesta dinámica estimada de la brecha del producto ante un shock estructural negativo equivalente a la eliminación total del subsidio a los hidrocarburos. El SVAR(1) muestra una expansión inmediata de aproximadamente 12,5 % en el primer trimestre posterior al shock. Si se toma como referencia un PIB real trimestral de USD 1.800 millones, este resultado equivale a un incremento cercano a USD 225 millones. Se trata de un impulso puntual de la actividad económica que sitúa temporalmente al producto por encima de su nivel tendencial. Sin embargo, la trayectoria es claramente transitoria: a partir del segundo trimestre la brecha comienza a cerrarse y, en el horizonte de un año, se torna negativa, lo que refleja el ajuste de la demanda agregada frente a un nuevo entorno de costos relativos más altos. Este perfil —repunte inicial seguido de reversión— ha sido documentado en la literatura sobre shocks inflacionarios y de política fiscal en economías emergentes, donde los efectos sobre el producto suelen ser de corta duración y no se traducen en un crecimiento sostenido (Christiano, Eichenbaum, & Rebelo, 2011).

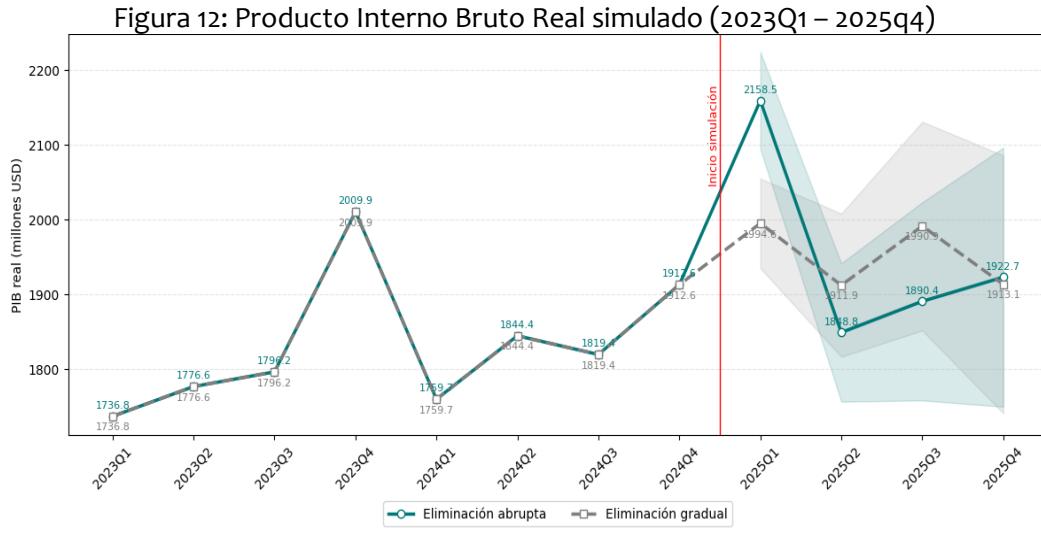


La Figura 12 complementa este resultado al mostrar la trayectoria simulada del PIB real en niveles. Bajo el escenario de eliminación abrupta, el producto aumenta de USD 1.912,6 millones en 2024Q4 hasta un máximo de USD 2.158,5 millones en 2025Q1. Este nivel es superior al observado en el escenario gradual (USD 1.994,0 millones en el mismo trimestre). La diferencia entre escenarios evidencia un comportamiento de adelantamiento de gasto (front-loading): los hogares y empresas anticipan consumos e inversiones en respuesta a la expectativa de un incremento generalizado de precios. Este fenómeno es coherente con los marcos de precios escalonados planteados por Calvo (1983), donde los shocks nominales llevan a decisiones intertemporales de gasto, y con los modelos abiertos de Corsetti y Pesenti (2005), que muestran cómo los agentes pueden reasignar temporalmente la demanda en presencia de distorsiones de precios relativos.

El carácter expansivo de este shock es, por tanto, coyuntural. A medida que se acumula inflación y el tipo de cambio sombra se deprecia, los ingresos reales se reducen, los insumos importados se encarecen y la competitividad interna se deteriora. Como resultado, el gasto privado se contrae y la brecha del producto converge a valores negativos. Estos resultados son consistentes con la evidencia comparada de reformas de subsidios energéticos: las expansiones iniciales de actividad, asociadas al adelantamiento de consumo,

<sup>26</sup> A diferencia de una tasa de crecimiento, esta brecha no mide cuánto crece o decrece la economía, sino cuánto se aleja del equilibrio estructural de producción. Un gap negativo refleja una fase de desaceleración o recesión cíclica.

desaparecen rápidamente conforme la economía internaliza el mayor costo de la energía y el ajuste se traslada a precios relativos y cuentas externas (Inchauste & Victor, 2017; Sdralevich, Sab, Zouhar, & Albertin, 2014). Asimismo, análisis multicountry del FMI muestran que la secuencia del ajuste —abrupto versus gradual— puede alterar la magnitud y persistencia de los impactos de corto plazo, pero no elimina la necesidad de corrección en el mediano plazo (Clements et al., 2013).



Fuente: Elaboración propia

En el caso boliviano, este resultado puede interpretarse a la luz de comportamientos precautorios recurrentes en episodios de incertidumbre. Ante señales de riesgo inflacionario o de escasez, los agentes económicos tienden a adelantar consumo —lo que se ha observado en hechos concretos como las compras masivas de alimentos y combustibles durante la crisis política de 2019 y en los primeros meses de la pandemia en 2020—, generando picos temporales de demanda y actividad. Estos episodios muestran cómo el consumo precautorio puede incrementar de forma pasajera el nivel de producto, sin que ello implique un cambio permanente en la capacidad productiva de la economía. La literatura ha conceptualizado este comportamiento en términos de memoria inflacionaria o histeresis: la experiencia de episodios de alta inflación condiciona las expectativas y las decisiones de los agentes mucho tiempo después (Sheriff, 2010). En Bolivia, la huella de la hiperinflación de 1985 sigue presente en la conducta precautoria de hogares y empresas, lo que explica que los shocks de precios puedan inducir respuestas de consumo adelantado, pero de magnitud limitada y reversibles en el corto plazo (Sachs, 1986).

## 6. Conclusiones

En esta sección se presentan las principales conclusiones del documento, sintetizando los hallazgos clave y resaltando sus implicaciones para la política. Las conclusiones buscan ofrecer una síntesis de la evidencia analizada.

### Choque inflacionario amplificado por fundamentos monetarios

La evidencia de ambos modelos confirma que la eliminación del subsidio actúa como un shock de precios que, en ausencia de un ancla nominal, se amplifica cuando coincide con un entorno de expansión monetaria o monetización del déficit. En el marco de la Teoría Cuantitativa del Dinero, el subsidio opera como un mecanismo que contiene temporalmente la inflación al reducir el costo de un insumo clave en la estructura de precios relativos. Su retiro, sin un control simultáneo sobre la tasa de crecimiento de los agregados monetarios, provoca que la presión inflacionaria inicial se transmita y retroalimente, generando

un sesgo alcista más persistente. Este hallazgo es consistente con experiencias documentadas<sup>27</sup> en economías emergentes donde la liberalización de precios regulados, combinada con laxitud monetaria, derivó en episodios inflacionarios de mayor magnitud que la prevista inicialmente.

#### *Canal cambiario como amplificador de la inercia inflacionaria*

La fuerte respuesta del tipo de cambio sombra observada en el SVAR, junto con la presencia de inercia inflacionaria en el ARDL, sugiere que la depreciación cambiaria posterior a la eliminación del subsidio no solo traslada el shock inicial a precios internos (pass-through)<sup>28</sup>, sino que prolonga el ciclo inflacionario por la vía de la indexación salarial y contractual. En economías con rigideces nominales, la depreciación tiende a tener efectos de segunda vuelta más prolongados, ya que las expectativas de inflación futura se incorporan rápidamente a los ajustes de precios y salarios. La combinación de choque de costos y depreciación amplifica la persistencia inflacionaria y limita la capacidad de recuperación real en el corto plazo, reforzando la importancia de coordinar política cambiaria y monetaria en el diseño de la reforma.

#### *Repunte transitorio de la actividad seguido de costos mayores si hay postergación*

El repunte observado en el PIB tras el shock se interpreta como un fenómeno de adelanto del consumo e inversión (front-running), donde los agentes aceleran decisiones de gasto antes de que se materialice el pleno impacto del encarecimiento energético. Sin embargo, esta expansión es temporal y, en escenarios de postergación prolongada de la reforma, la convexidad de la relación subsidio–inflación implica que el ajuste tardío conlleva un impacto de mayor magnitud sobre precios, erosionando rápidamente las ganancias iniciales en actividad. Esto concuerda con la evidencia de reformas de precios administrados en América Latina durante la década de 1990, donde postergar el ajuste tendió a aumentar el costo real y social de la medida.

#### *El valor de actuar a tiempo: menores costos acumulados*

El ejercicio contrafactual del ARDL evidencia que una corrección temprana de precios relativos, aun con un impacto inflacionario inicial, reduce la inflación estructural y evita la acumulación de distorsiones macroeconómicas en el mediano y largo plazo. La no linealidad convexa detectada confirma que postergar el ajuste incrementa de forma acelerada los costos fiscales y monetarios, obligando a correcciones posteriores más abruptas y potencialmente más recesivas. En este sentido, actuar de manera anticipada no solo minimiza el costo social agregado —al distribuirlo de forma más progresiva y controlada—, sino que también reduce la probabilidad de recurrir a mecanismos de financiamiento inflacionario para sostener el esquema de subsidios, preservando así la estabilidad de precios y el espacio de maniobra de la política macroeconómica (Clements et al., 2013; Inchauste & Victor, 2017).

#### *Precaución con la credibilidad y expectativas*

La modelización de la subvención como exógena en el SVAR, junto con la ausencia de expectativas explícitas en ambos modelos, sugiere que los resultados podrían subestimar la volatilidad real en un

---

<sup>27</sup> Este resultado se alinea con lo planteado por Maih et al. (2024), quienes encuentran que la eliminación de subsidios, en ausencia de una política monetaria flexible y adaptativa, no solo amplifica los efectos inflacionarios, sino que también deteriora el bienestar agregado, especialmente en economías emergentes con alta dependencia de precios regulados.

<sup>28</sup> Ha et al. (2019) analizan cómo la depreciación del tipo de cambio se transmite a la inflación interna mediante canales como el encarecimiento de importaciones, la indexación salarial y el ajuste de márgenes de ganancia, señalando que las rigideces nominales amplifican el pass-through y que un marco monetario creíble puede atenuar sus efectos. De forma complementaria, Dvoskin (2021) muestra que, en economías con fuerte resistencia salarial y alta inercia inflacionaria, la depreciación genera efectos de segunda vuelta más persistentes, prolongando el ciclo inflacionario.

escenario de baja credibilidad. Si los agentes anticipan la reforma o perciben que el financiamiento del déficit seguirá siendo expansivo, es probable que ajusten de manera preventiva precios, salarios y portafolios, amplificando el impacto inicial. En consecuencia, la reforma debe acompañarse de una estrategia de comunicación clara y compromisos creíbles en materia fiscal y monetaria, a fin de anclar expectativas y minimizar el riesgo de una espiral inflacionaria autoalimentada.<sup>29</sup>

## 7. Recomendaciones

La eliminación del subsidio a los hidrocarburos debe ejecutarse bajo un esquema híbrido que combine un ajuste inicial significativo —suficiente para reducir de inmediato las presiones fiscales y externas— con fases cortas y calendarizadas de convergencia hacia el precio de mercado. Este enfoque minimiza el riesgo de amplificar la convexidad de los impactos macroeconómicos y reduce la persistencia de distorsiones acumuladas. El cronograma debe diseñarse para garantizar continuidad en la implementación, evitando interrupciones que prolonguen la transición y eleven los costos totales.

Cada fase debe acompañarse de un paquete de medidas de estabilización orientadas a: i) contener el crecimiento de M2 y reducir progresivamente el financiamiento monetario al déficit; ii) implementar mecanismos temporales de intervención en mercados estratégicos —como transporte y alimentos básicos— para moderar efectos de segunda vuelta; y iii) reforzar la credibilidad mediante metas fiscales explícitas, compromisos verificables de disciplina monetaria y una hoja de ruta clara para el régimen cambiario.

La magnitud estimada de los impactos —con picos inflacionarios de corto plazo superiores a veinte puntos porcentuales y depreciaciones acumuladas de hasta 150% en el tipo de cambio sombra— exige articular un plan integral de anclaje de expectativas. Este debe basarse en comunicación clara y consistente, coordinación entre política fiscal y monetaria, y medidas transitorias para contener la indexación automática de precios y salarios.

En el frente cambiario, se recomienda establecer un esquema transitorio que absorba presiones sin generar volatilidad excesiva, combinando bandas de flotación administrada, intervenciones esterilizadas y fortalecimiento de mecanismos de cobertura. Esto permitiría suavizar la transmisión del ajuste a los precios internos y acotar el pass-through.

El ahorro fiscal derivado de la reforma debe destinarse prioritariamente a mitigar el impacto distributivo —mediante transferencias monetarias directas y programas temporales de compensación focalizada— y a financiar inversiones públicas y privadas de alto multiplicador, en infraestructura, capital humano y transición energética. Aprovechar el impulso transitorio en la actividad económica para implementar reformas estructurales en eficiencia energética, diversificación de la matriz y modernización logística puede facilitar la transición hacia un patrón de crecimiento más sostenible y menos dependiente de combustibles importados.

En definitiva, el éxito de la reforma dependerá de la capacidad para ejecutar un ajuste con la velocidad suficiente para evitar acumulación de desequilibrios, acompañado de políticas macroeconómicas coherentes y focalizadas que contengan el impacto inflacionario, preserven la estabilidad cambiaria y mantengan la sostenibilidad social y política del proceso.

---

<sup>29</sup> Véase Blinder et al. (2008) sobre la efectividad de la comunicación monetaria y fiscal para la formación de expectativas, y Ha, Kose & Ohnsorge (2019) respecto al papel de la credibilidad en la moderación de shocks inflacionarios.

## Bibliografía

- Acharya, R., & Sadath, A. (2017). *Implications of energy subsidy reform in India*. Energy Policy, 102, 453–462. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.12.041>
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2019). *Austerity: When it works and when it doesn't*. Princeton University Press.
- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics* (2nd ed.). Springer.
- Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI). (2019, noviembre). *Glosario de términos económico financieros*(2.ª ed.). ASFI; Ministerio de Economía y Finanzas Públicas; Banco Central de Bolivia. Recuperado de: [https://www.asfi.gob.bo/images/EDUCACION\\_FINANCIERA/DOCS/Glosario\\_de\\_Terminos\\_Economico\\_Financieros.pdf](https://www.asfi.gob.bo/images/EDUCACION_FINANCIERA/DOCS/Glosario_de_Terminos_Economico_Financieros.pdf)
- Banco Central de Bolivia (BCB). (2025, 1 de julio). *Al primer semestre del año las reservas internacionales mantienen la tendencia positiva y superan los \$us 2.807 millones (Comunicado de Prensa CP26/2025)*. Banco Central de Bolivia. Recuperado de: [https://www.bcb.gob.bo/webdocs/11\\_comunicados/CP%202026%202025%20RIN%20OK.pdf](https://www.bcb.gob.bo/webdocs/11_comunicados/CP%202026%202025%20RIN%20OK.pdf)
- Baumeister, C., & Hamilton, J. D. (2019). *Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks*. American Economic Review, 109(5), 1873–1910. Recuperado de: <https://doi.org/10.1257/aer.20131033>
- Barro, R. J. (1990). *Government spending in a simple model of endogenous growth*. Journal of Political Economy, 98(5), S103–S125. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/261726>
- Black, S., Liu, A. A., Parry, I. W. H., & Vernon, N. (2023). *IMF Fossil Fuel Subsidies Data: 2023 Update (IMF Working Paper 2023/169)*. International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9798400249006.001>
- Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J., & Jansen, D.-J. (2008). *Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence*. Journal of Economic Literature, 46(4), 910–945. Recuperado de: <https://doi.org/10.1257/jel.46.4.910>
- Bloomberg News. (2025, 24 de julio). *Bolivia's Parallel Dollar Rate Falls Ahead of Presidential Vote*. Recuperado de: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2025-07-24/bolivia-s-parallel-dollar-rate-falls-ahead-of-presidential-vote>
- Bordo, M. D., & Jonung, L. (1987). *The long-run behavior of the velocity of circulation: The international evidence*. Cambridge University Press.
- Calvo, G. A. (1983). *Staggered prices in a utility-maximizing framework*. Journal of Monetary Economics, 12(3), 383–398. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). *Fear of floating*. Quarterly Journal of Economics, 117(2), 379–408. Recuperado de: <https://doi.org/10.1162/003355302753650274>
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). *Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?* In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 1A, pp. 65–148). Elsevier. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01005-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8)

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). *Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy*. Journal of Political Economy, 113(1), 1–45. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/426038>

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). *When is the government spending multiplier large?* Journal of Political Economy, 119(1), 78–121. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/659312>

Clements, B., Coady, D., Fabrizio, S., Gupta, S., Alleyne, T., & Sdralevich, C. (2013). *Energy subsidy reform: Lessons and implications*. International Monetary Fund.

Clements, B., Coady, D., Fabrizio, S., Gupta, S., & Shang, B. (2014). *Energy subsidies: How large are they and how can they be reformed?* Economics of Energy & Environmental Policy, 3(1), 1–18. Recuperado de: <http://www.jstor.org/stable/26189261>

Coady, D., Parry, I., Sears, L., & Shang, B. (2015). *How large are global energy subsidies?* (IMF Working Paper 15/105). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9781513532196.001>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2020). *Construir un nuevo futuro: una recuperación transformadora con igualdad y sostenibilidad*. Síntesis (LC/SES.38/3-P/Rev.1). Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Recuperado de: [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/46225/S2000667\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/46225/S2000667_es.pdf) Repositorio CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2022). *Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2022: dinámica y desafíos de la inversión para impulsar una recuperación sostenible e inclusiva*. CEPAL. Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/48077-estudio-economico-america-latina-caribe-2022-dinamica-desafios-la-inversion>

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2023). *Estudio económico de América Latina y el Caribe 2023: El financiamiento de una transición sostenible: inversión para crecer y enfrentar el cambio climático* (LC/PUB.2023/11-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/67989-estudio-economico-america-latina-caribe-2023-financiamiento-transicion>

Corsetti, G., & Pesenti, P. (2005). *International dimensions of optimal monetary policy*. Journal of Monetary Economics, 52(2), 281–305. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.07.001>

Dvoskin, A., & Katz, S. (2021). *El tipo de cambio como amortiguador y amplificador de shocks: Un análisis de los canales de transmisión y la caja de herramientas de política en economías pequeñas y abiertas* (Economic Research Working Papers, N.º 97). Banco Central de la República Argentina, Investigaciones Económicas. Recuperado de: <https://hdl.handle.net/10419/249242>

Edwards, S. (2006). *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*. In F. S. Mishkin & K. Schmidt-Hebbel (Eds.), *Monetary policy under inflation targeting* (pp. 373–414). Banco Central de Chile.

El-Katiri, L., & Fattouh, B. (2017). *A brief political economy of energy subsidies in the Middle East and North Africa*. International Development Policy, 7(1), 1–20. Recuperado de: <https://doi.org/10.4000/poldev.2262>

Fundación Milenio. (2023). *Informe de Milenio sobre la economía de Bolivia 2023* (N.º 45). Fundación Milenio. Recuperado de: <https://fundacion-milenio.org/informe-de-milenio-sobre-la-economia-de-bolivia-2023-no-45/>

Friedman, M. (1956). *The quantity theory of money: A restatement*. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the quantity theory of money* (pp. 3–21). University of Chicago Press.

Galí, J. (2008). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the New Keynesian framework*. Princeton University Press.

Goldfajn, I., & Valdés, R. O. (1999). *The aftermath of appreciations*. *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 229–262. Recuperado de: <https://doi.org/10.1162/003355399555962>

Goldfajn, I., & Werlang, S. R. C. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study*. *Revista de Análisis Económico*, 15(2), 49–81.

Guillaume, D. M., Zytек, R., & Farzin, M. R. (2011). *Iran—The chronicles of the subsidy reform* (IMF Working Paper 11/167). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9781462309042.001>

Ha, J., Kose, M. A., & Ohnsorge, F. (2019). *Inflation in emerging and developing economies: Evolution, drivers, and policies*. World Bank. Recuperado de: <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1368-7>

Ha, J., Stocker, M., & Yilmazkuday, H. (2019). *Inflation and exchange rate pass-through* (Policy Research Working Paper 8780). World Bank. Recuperado de: <https://ssrn.com/abstract=3360138>

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.

Hamilton, J. D. (2018). *Why you should never use the Hodrick–Prescott filter*. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831–843. Recuperado de: [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_00706](https://doi.org/10.1162/rest_a_00706)

Herrera, A. M., Lagalo, L. G., & Wada, T. (2019). *Oil price shocks and industrial production: Is the relationship linear?* *Macroeconomic Dynamics*, 23(1), 294–318. Recuperado de: <https://doi.org/10.1017/S136510051700014X>

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2953682>

Inchauste, G., & Victor, D. G. (2017). *The political economy of energy subsidy reform*. World Bank. Recuperado de: <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1007-5>

Instituto Nacional de Estadística (INE). (2016). *Documento metodológico del Índice de Precios al Consumidor (IPC)*, base 2016=100. INE. Recuperado de: <https://www.ine.gob.bo/index.php/descarga/171/metodologia/37244/documento-metodologico-ipc-2016.pdf>

International Energy Agency (IEA). (2023). *Fossil fuel subsidies in clean energy transitions: Time for a new approach?* International Energy Agency. Recuperado de: <https://www.iea.org/reports/fossil-fuel-subsidies-in-clean-energy-transitions-time-for-a-new-approach>

International Monetary Fund. (2015). *Arab Republic of Egypt: 2014 Article IV Consultation—Staff Report; Press Release; and Statement by the Executive Director* (IMF Country Report No. 15/33). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2015/cr1533.pdf>

International Monetary Fund. (2020). *Ecuador: Request for an Extended Arrangement Under the Extended Fund Facility—Press Release; Staff Report; Staff Supplement; and Statement by the Executive Director* (IMF

Country Report No. 20/286). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://www.finanzas.gob.ec/wp-content/uploads/2020/10/IMF-PAQUETE-ECUADOR-2020-1.pdf>

International Monetary Fund. (2025). *Bolivia: 2025 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for Bolivia* (IMF Country Report No. 25/116). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9798229012669.002>

Kilian, L. (2009). *Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market*. American Economic Review, 99(3), 1053–1069. Recuperado: <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>

Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press. Recuperado de: <https://doi.org/10.1017/9781108164818>

Kilian, L., & Vega, C. (2011). *Do energy prices respond to U.S. macroeconomic news? A test of the hypothesis of predetermined energy prices*. Review of Economics and Statistics, 93(2), 660–671. Recuperado de: [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00086](https://doi.org/10.1162/REST_a_00086)

La Patria. (2025, 24 de julio). *El dólar paralelo cae a Bs 13,34 y expertos analizan la tendencia*. Recuperado de: <https://lapatria.bo/2025/07/24/el-dolar-paralelo-cae-a-bs-1334-y-expertos-analizan-la-tendencia/>

La Razón. (2025, 30 de junio). *El dólar paralelo baja y se cotiza hasta en Bs 14,9*. Recuperado de: <https://larazon.bo/economia-y-empresa/2025/06/30/el-dolar-paralelo-baja-y-se-cotiza-hasta-en-bs-149/>

Laserna, R. (2018). *Energy dividends in Bolivia: Are there any alternatives to price subsidies?* (CGD Working Paper No. 493). Center for Global Development. Recuperado de: <https://doi.org/10.2139/ssrn.3244913>

Lin, B., & Ouyang, X. (2014). *A revisit of fossil-fuel subsidies in China: Challenges and opportunities for energy price reform*. Energy Conversion and Management, 82, 124–134. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.enconman.2014.03.010>

Lucas, R. E., Jr. (1980). *Two illustrations of the quantity theory of money*. American Economic Review, 70(5), 1005–1014.

Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>

Maih, J., Omotosho, A., & Yang, J. (2024). *Mitigating the impact of fuel subsidy removal: Monetary policy design in developing economies* (IMF Working Paper 2024/060). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9798400251783.001>

McCloskey, D. N., & Ziliak, S. T. (1996). *The standard error of regressions*. Journal of Economic Literature, 34(1), 97–114.

Medinaceli Monrroy, S. M., & Velázquez Bilbao La Vieja, M. G. (2024). *Precios y subsidios a los hidrocarburos en Bolivia 1986–2025 (Development Research Working Paper Series 01/2024)*. Institute for Advanced Development Studies (INESAD). Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/297019/1/1878095757.pdf>

Ministerio de Economía y Finanzas Pùblicas (MEFP). (2024). Boletín Económico: Informe Fiscal – Primer Semestre 2024. Ministerio de Economía y Finanzas Pùblicas. Recuperado de:

<https://www.economiayfinanzas.gob.bo/sites/default/files/2025-02/0.%20Informe%20Fiscal%20Primer%20Semestre%202024.pdf>

Muriel, B. C., & Terrazas, R. (2025). *Estimación del tipo de cambio sombra en Bolivia: un modelo de espacio de estados con filtro de Kalman*. Manuscrito no publicado, Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz, Bolivia.

Narayan, P. K. (2005). *The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests*. Applied Economics, 37(17), 1979–1990. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>

Naciones Unidas, Comisión Europea, Fondo Monetario Internacional, Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, & Banco Mundial. (2009). *System of National Accounts 2008 (SNA 2008)*. United Nations. Recuperado de: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/sna2008.pdf>

Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. Journal of Statistical and Econometric Methods, 5(4), 63–91.

Parry, I., Black, S., & Vernon, N. (2021). *Still not getting energy prices right* (IMF Working Paper 21/236). International Monetary Fund. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9781513593654.001>

Parry, I., Heine, D., Lis, E., & Li, S. (2014). *Getting energy prices right: From principle to practice*. International Monetary Fund.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strøm (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch centennial symposium* (pp. 371–413). Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289–326. Recuperado de: <https://doi.org/10.1002/jae.616>

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75(2), 335–346. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>

Plante, M. (2013). The long-run macroeconomic impacts of fuel subsidies. Journal of Development Economics, 107, 129–143. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.01.005>

Ram, R. (1986). Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series data. American Economic Review, 76(1), 191–203.

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation. Quarterly Journal of Economics, 119(1), 1–48. Recuperado de: <https://doi.org/10.1162/003355304774201879>

Riedy, C. (2011). *Public subsidies and incentives to fossil fuel production and consumption in Australia* (Draft discussion paper). Institute for Sustainable Futures, University of Technology Sydney.

Sachs, J. D. (1986). *The Bolivian Hyperinflation and Stabilization* (NBER Working Paper 2073). National Bureau of Economic Research. Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w2073>

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 5(3), 1–17. Recuperado de: <https://doi.org/10.21034/qr.531>

Sdralevich, C., Sab, R., Zouhar, Y., & Albertin, G. (2014). *Subsidy reform in the Middle East and North Africa: Recent progress and challenges ahead*. International Monetary Fund.

Sheriff, E. (2010). *Inflationary memory as restrictive factor of the impact of the public expense in the economic growth: Lessons from high inflation Latin American countries using an innovative inflationary memory indicator* (Development Research Working Paper Series 13/2010). Institute for Advanced Development Studies (INESAD). Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/45674/1/642203946.pdf>

Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and reality*. Econometrica, 48(1), 1–48. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/1912017>

Transforma. (2024). *Reforma de los subsidios a los combustibles fósiles en Latinoamérica y el Caribe*. Transforma. Recuperado de: [https://transforma.global/wp-content/uploads/2024/Documentos\\_PDF/informe\\_subsidios.pdf](https://transforma.global/wp-content/uploads/2024/Documentos_PDF/informe_subsidios.pdf)

United Nations Framework Convention on Climate Change. (2015). Paris Agreement. Recuperado de: [https://unfccc.int/sites/default/files/english\\_paris\\_agreement.pdf](https://unfccc.int/sites/default/files/english_paris_agreement.pdf)

Victor, D. G. (2009). *The politics of fossil-fuel subsidies*. Global Subsidies Initiative, International Institute for Sustainable Development. Recuperado de: [https://www.iisd.org/gsi/sites/default/files/politics\\_ffs.pdf](https://www.iisd.org/gsi/sites/default/files/politics_ffs.pdf)

World Bank. (2007). *Dominican Republic: Social Protection Investment Loan (Project Appraisal Document, Report No. 36299-DO)*. World Bank. Recuperado de: <https://documents1.worldbank.org/curated/en/742791468248989032/pdf/362990CORRIGENDUMoR20071015712.pdf>

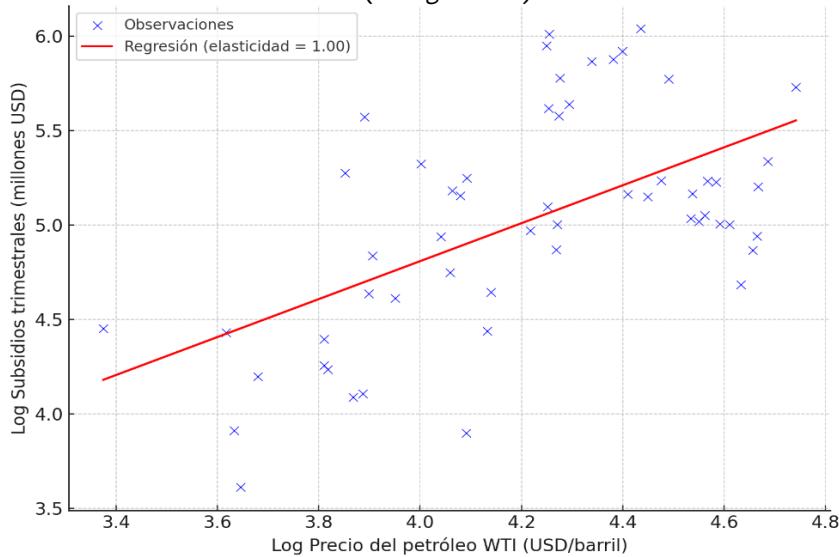
## Anexos

### Anexo A

#### Elasticidad del subsidio respecto al precio del petróleo

La estimación log-log entre el precio internacional del WTI y el gasto trimestral en subsidios muestra una elasticidad unitaria (1,00.<sup>30</sup>): un alza del 10 % en el crudo implica, en promedio, un aumento proporcional del 10 % en el subsidio, manteniendo constantes otros factores. Este resultado refleja la estructura institucional del esquema boliviano, donde las NOCREs y los incentivos productivos (DS 2830) están indexados al precio internacional, reproduciendo una transmisión casi proporcional.

Figura 13: Elasticidad del subsidio respecto al precio del petróleo  
(En logaritmos)



Fuente: elaboración propia con datos estimados y del BCRP

La evidencia confirma la alta vulnerabilidad externa y el carácter procíclico de la política de subsidios, que amplifica la volatilidad fiscal en un contexto de tipo de cambio fijo y dependencia de combustibles importados, tal como documentan Coady et al. (2015), Clements et al. (2013) y Sdralevich et al. (2014). Además, la elasticidad unitaria configura una “trampa fiscal petrolera”, donde las alzas del WTI incrementan automáticamente el gasto, pero las caídas no reducen el subsidio en la misma proporción por rigideces contractuales (El-Katiri & Fattouh, 2017).

#### Estimación de la elasticidad precio del petróleo WTI sobre la subvención

$$\ln|S_t| = 6,47 + 1 \ln|P_{WTI,t}| + \varepsilon \quad (32)$$

Dónde:  $S_t$  es la subvención y  $P_{WTI,t}$  el precio del barril de petróleo WTI

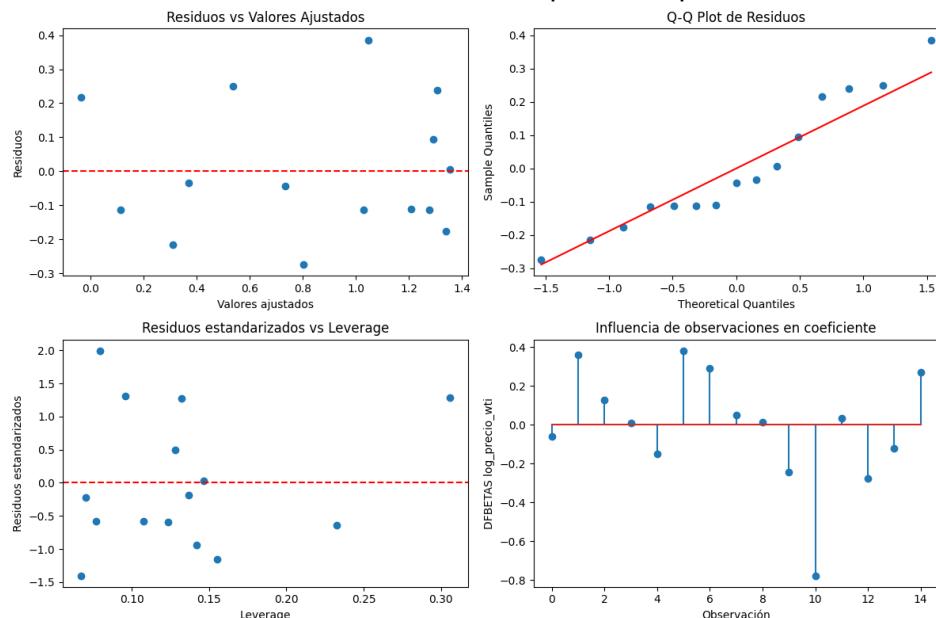
<sup>30</sup> En 2024, la subvención anual alcanzó aproximadamente USD 1.900 millones, mientras que el precio promedio del WTI se situó en USD 70,12 por barril. Bajo la elasticidad estimada, un aumento del 10% en el precio del petróleo —equivalente a un alza de aproximadamente USD 7 por barril— implicaría un incremento cercano a USD 190 millones en el gasto anual en subsidios.

Tabla 2: Salidas del Modelo de Elasticidad Constante (Log-Log)

Estadístico	Valor	Comentario
R-cuadrado	0.859	Ajuste del modelo
Coeficiente elasticidad	1.51	Elasticidad precio estimada
Error estándar	0.17	Precisión del coeficiente
Estadístico t	8.91	Significancia estadística
p-valor coeficiente	< 0.001	Altamente significativo
Durbin-Watson	1.48	Sin autocorrelación
White test p-valor	0.655	No hay heterocedasticidad
Jarque-Bera p-valor	0.547	Residuos con distribución normal

Fuente: Estimación propia con datos del Banco de la Reserva del Perú

Figura 14: Residuos de la estimación Elasticidad precio del petróleo WTI subvención



Fuente: Elaboración propia

Tabla 3. Resultados de pruebas de estabilidad para la Velocidad del Dinero (2011Q1–2024Q4)

Test	Hipótesis Nula ( $H_0$ )	Estadístico	Valor crítico (5%)	p-valor	Decisión ( $\alpha=5\%$ )
ADF	La serie tiene raíz unitaria (no estable)	-3.584	-3.495	0.042	Rechazar $H_0$
KPSS	La serie es estacionaria (estable)	0.216	0.463	–	No rechazar $H_0$
Phillips-Perron <sup>31</sup>	La serie tiene raíz unitaria (no estable)	-3.395	-3.494	0.0625	No rechazar $H_0$ (margen cercano, sig. al 10%)

Fuente: Elaboración propia

<sup>31</sup> En el PP test, el estadístico es significativo al 10% pero no al 5%, lo que indica que la serie muestra indicios de estabilidad, aunque la evidencia no es tan sólida como en el ADF y el KPSS

## Anexo B

### Subsidios Directos en el Sector de Hidrocarburos<sup>32</sup>

Los subsidios a hidrocarburos en Bolivia se estructuran en tres mecanismos: falta de ajuste de márgenes en la cadena de costos, incentivos a la producción y compensación por importación de combustibles. Ambos representan una carga fiscal significativa, con alta sensibilidad a los precios internacionales del petróleo y riesgos macroeconómicos asociados.

#### *Subsidio por falta de ajuste de márgenes en la cadena de valor*

Este método estima el subsidio derivado de no actualizar los márgenes de refinación, transporte y comercialización de los combustibles regulados en Bolivia, los cuales prácticamente no han cambiado desde su creación. La fórmula compara los márgenes que deberían aplicarse según los costos actuales con los márgenes vigentes y multiplica la diferencia por el volumen comercializado. Se trata de un cálculo explícito porque estos costos adicionales son efectivamente asumidos y pagados por YPFB, entrando directamente en su balance financiero como un gasto que subsidia la diferencia entre los costos reales y los márgenes congelados.

$$S_t^{m,d} = (mr_t^d + mt_t^d + mc_t^d - mr_0^d - mt_0^d - mc_0^d) \cdot V_t^d \quad (33)$$

Donde:

$S_t^{m,d}$  = subsidio asociado a la falta de ajuste de márgenes.

$mr_t^d, mt_t^d, mc_t^d$  = márgenes ajustados de refinación, transporte y comercialización.

$mr_0^d, mt_0^d, mc_0^d$  = márgenes actuales de refinación, transporte y comercialización.

$V_t^d$  = volumen comercializado del derivado d en el período t.

#### *Incentivos a la Producción de Petróleo<sup>33</sup>*

Regulados por el Decreto Supremo 2830 (2016), estos incentivos buscan promover la exploración en campos marginales o en declive. Su cálculo se basa en la fórmula:

$$S_t^{inc} = inc(pl_{int,t}, V_t^c) \cdot V_t^c \quad (34)$$

Donde:

$S_t^{inc}$  = valor del incentivo otorgado a los productores de petróleo.

$inc(pl_{int,t}, V_t^c)$  = incentivo por unidad producida, que varía en función del precio internacional y de la producción del campo c (=1, 2, ..., C)

$V_t^c$  = volumen de producción del campo c durante el período t.

#### *Subsidio por Importación con NOCRES*

El Decreto Supremo 26946 (2005) establece las Notas de Crédito Fiscal (NOCRES) para compensar la diferencia entre el costo de importación y el precio interno regulado:

<sup>32</sup> Para la estimación de las subvenciones directas se empleó la metodología y datos de Medinaceli y Velázquez(2024)

<sup>33</sup> Entre 2015 y 2024, los incentivos promediaron USD 116 millones anuales, con un pico de USD 201 millones en 2020 (1.19% del gasto público), año en que los precios internacionales del petróleo cayeron un 35%. Este esquema ha destinado 60% de los recursos a campos en declive irreversible (YPFB, 2023), lo que limita su impacto en la productividad a largo plazo.

$$NOCRES_t^d = IEHD_{1t} \times V_t^{imp,d} \quad (35)$$

Donde:

$NOCRES$  = valor de las Notas de Crédito Fiscal, emitidas como subsidio en Bs.

$IEHD_{1t}$  = valor del Impuesto Especial a los Hidrocarburos y sus derivados (IEHD) calculado negativamente.

$V_t^{imp,d}$  = volumen total del derivado  $d$  (diésel, gasolina, etc.) importado.

#### Anexo C<sup>34</sup>

#### Test de Rigor del Modelo ARDL

Tabla 4: Test de raíz unitaria en niveles

Variable	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value
ln_ipc	0,448148178	0,983208915	1,240368653	0,01
ln_m2	-0,95699075	0,7686261	1,209673132	0,01
ln_pibr	-1,8113837	0,374824828	1,200624941	0,01
lnsub	0,044196788	0,962038047	1,043419243	0,01

Fuente: elaboración propia

Tabla 5: Test de raíz unitaria en primeras diferencias

Variable	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value
dln_ipc	-3,0402817	0,031300016	0,412123881	0,071
dln_m2	-1,6193923	0,473047875	0,347847644	0,099
dln_pib_pm*	-4,5656298	0,000149382	0,271746181	0,1
dlnsub	-0,53170178	0,885680239	0,949648861	0,01

Fuente: elaboración propia

Tabla 6: Parámetros estimados del ARDL

	coef	std_err	t	p
dln_ipc_lag	0,1914472	0,129376324	1,47977073	0,145
dln_ipc_lag2	0,2183857	0,13455105	1,623069871	0,111
dln_ipc_lag3	0,0794901	0,136016844	0,584414256	0,562
dln_m2	0,0290539	0,022940464	1,266495162	0,211
dln_pib_pm*	-0,0223277	0,014064008	-1,587578151	0,118
dlnsub	-7,1255750	2,59229077	-2,748756075	0,008
dlnsub_sq	0,5926350	0,213138169	2,780520633	0,007
dummy_sin_subsidio	0,0043749	0,002788625	1,568848835	0,123

Fuente: elaboración propia

<sup>34</sup> La validación de los modelos estimados se realiza mediante un conjunto de pruebas estadísticas y diagnósticos diseñados para evaluar la consistencia de los supuestos y la estabilidad de las estimaciones.

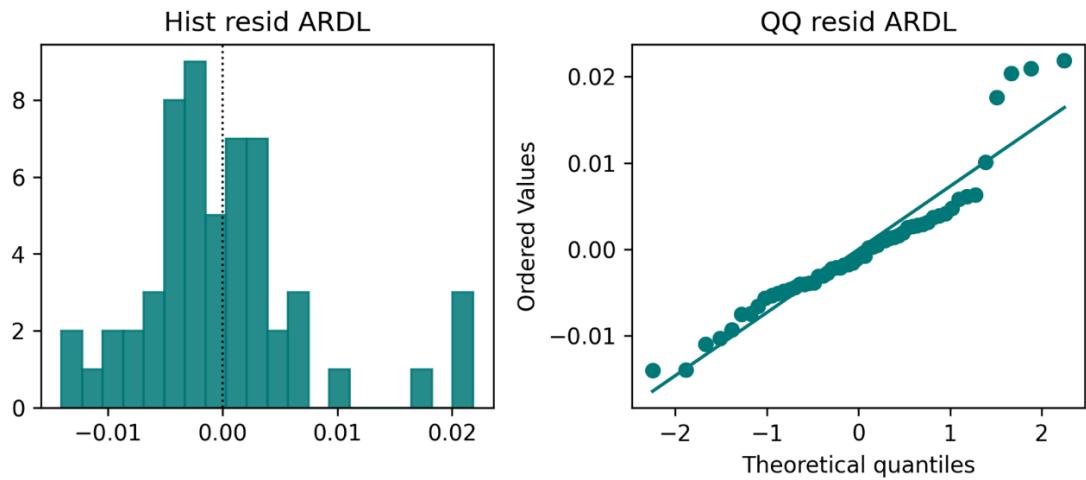
Tabla 7: Test de homocedasticidad, autocorrelación y de colinealidad

Test / Variable	Estadístico	p-valor
Ljung–Box (lag 12)	18,5320	0,100
Breusch–Pagan LM	13,68810	0,057
White ( $\chi^2$ stat)	36,89721	0,381
White (F-stat)	1,103719	0,417

Variable	VIF
dln_ipc_lag	1,2204
dln_ipc_lag2	1,2717
dln_ipc_lag3	1,2924
dln_m2	1,5230
dln_pib_pm*	1,4056
dlnsub	734,744
dlnsub_sq	728,626
dummy_sin_subsidio	6,7497

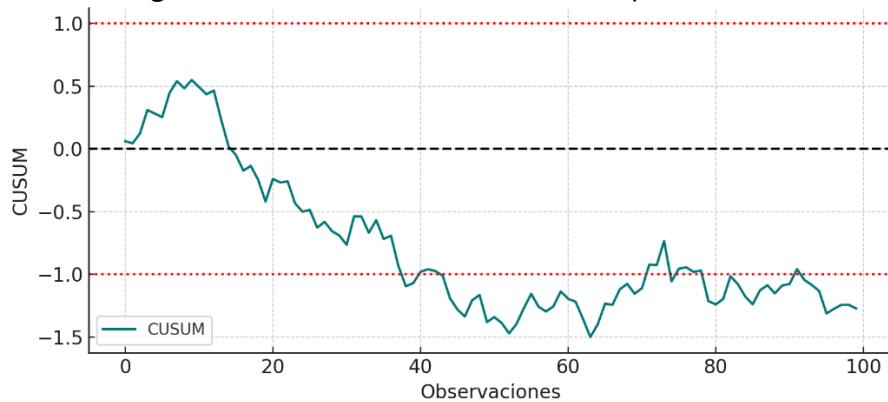
Fuente: elaboración propia

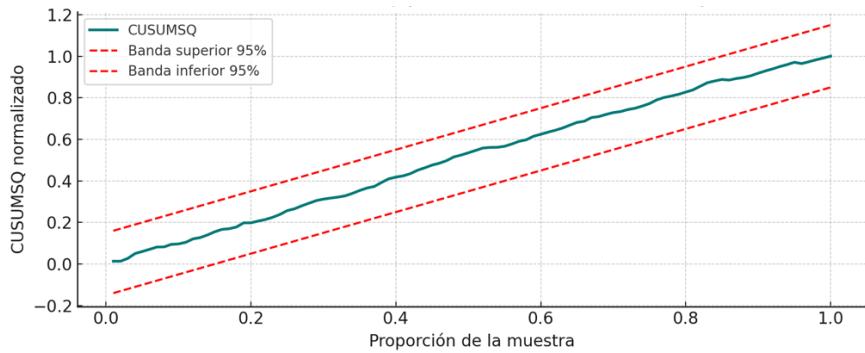
Figura 15: Normalidad de los residuos



Fuente: elaboración propia

Figura 16: Test CUSUM de estabilidad de parámetros





Fuente: elaboración propia

#### Test de Rigor del Modelo SVAR

Tabla 8: Test de raíz unitaria en niveles

Variable	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value	PP Statistic	PP p-value
log_sub	-0.935585	0.776028	0.625695	0.02030	-1.610841	0.477534
inf	-8.173261	0.084631	0.573185	0.025183	-6.643876	0.000000
log_tcs	-2.390911	0.144318	0.944878	0.01000	-2.966400	0.038154
gap_y	-15.082620	0.000000	0.099445	0.100000	-35.909621	0.000000

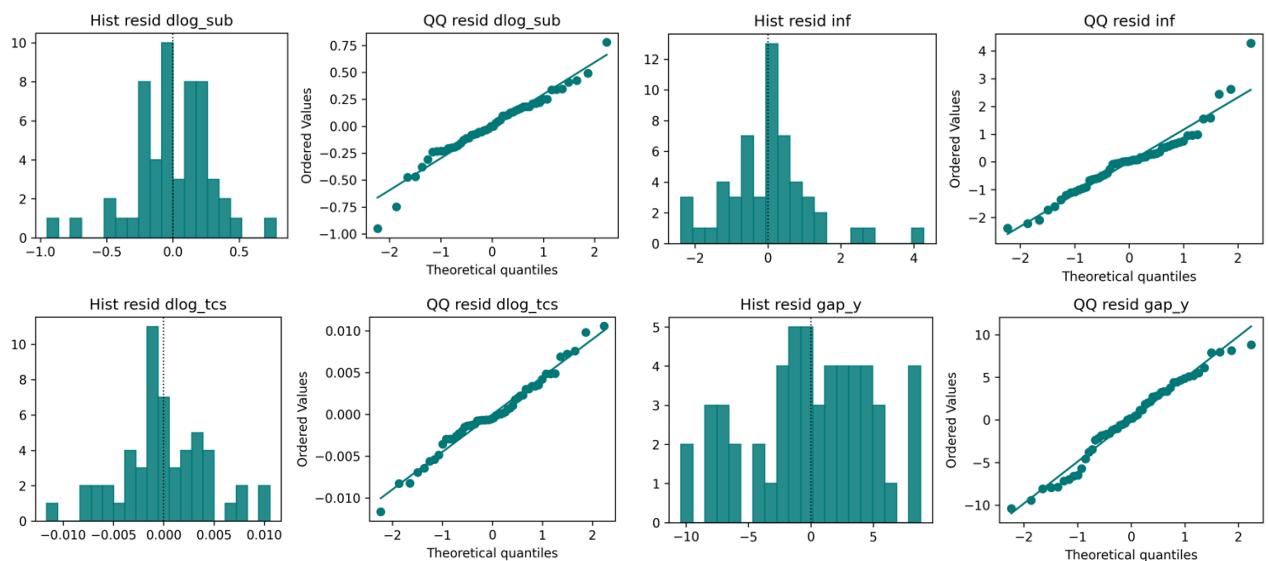
Fuente: elaboración propia

Tabla 9: Test de raíz unitaria en primeras diferencias

Variable	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value	PP Statistic	PP p-value
dlog_sub	-3.000052	0.034890	0.152972	0.100000	-10.504516	0.000000
inf	-8.173261	0.084631	0.573185	0.025183	-6.643876	0.000000
dlog_tcs	-7.147168	0.000000	0.396412	0.078702	-7.269446	0.000000
gap_y	-15.082620	0.000000	0.099445	0.100000	-35.909621	0.000000

Fuente: elaboración propia

Figura 17: Normalidad de los residuos



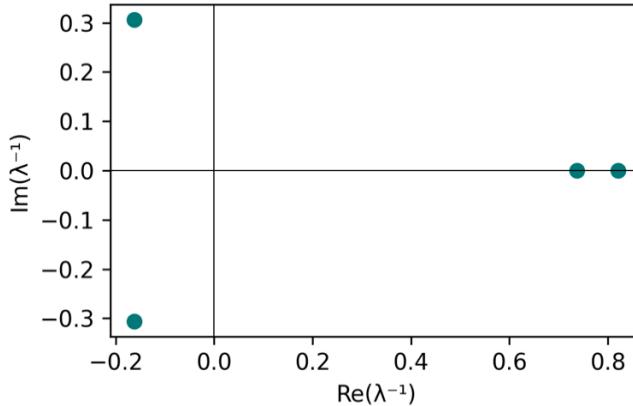
Fuente: elaboración propia

Tabla 10: Test de normalidad, homocedasticidad y autocorrelación

Test / Ecuación	dlog_sub	inf	dlog_tcs	gap_y
Jarque–Bera (JB stat)	3.675	8.299	0.290	1.647
Jarque–Bera (JB pval)	0.152	0.086	0.865	0.439
Skew	-0.5133	0.8017	-0.0029	-0.2800
Kurtosis	3.735	4.358	3.359	2.353
ARCH LM(12) stat	6.680	15.933	13.916	7.685
ARCH LM(12) pval	0.878	0.194	0.306	0.809
White stat	18.747	8.492	31.956	38.837
White pval	0.601	0.993	0.059	0.010
White F-stat	0.810	0.284	2.209	3.903
White F pval	0.689	0.998	0.021	0.0003

Fuente: elaboración propia

Figura 18: Raíces inversas del polinomio (estabilidad en parámetros)



Fuente: elaboración propia

### Estacionariedad y orden de integración

Prueba Dickey – Fuller Aumentada (ADF), una extensión de la prueba DF para un proceso  $AR(p)$  (Dickey & Fuller, 1979). Este estadístico incluye dentro de la regresión valores rezagados de la variable con el objetivo de blanquear los residuos.

La prueba ADF consiste en este caso en estimar la siguiente regresión:

$$\begin{aligned} X_t &= \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 X_{t-2} + \cdots + \rho_p X_{t-p} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \\ H_0: \delta &= 0 \quad vs \quad H_1: \delta < 0 \end{aligned} \tag{36}$$

Donde:  $\varepsilon_t$  es un error puro de ruido blanco y donde  $\Delta X_{t-1} = (X_{t-1} - X_{t-2})$ ,  $\Delta X_{t-2} = (X_{t-2} - X_{t-3})$ , etc.

Pruebas conjuntas: Test F

$$\begin{aligned} \beta_1 &= 0, \beta_2 = 0, \delta = 0, (\text{Proceso Random walk}) \\ \beta_1 &\neq 0, \beta_2 = 0, \delta = 0, (\text{Proceso Random walk con drift}) \\ \beta_1 &\neq 0, \beta_2 \neq 0, \delta = 0, (\text{Proceso Random walk con tendencia}) \end{aligned} \tag{37}$$

Si las series analizadas no poseen raíces unitarias, entonces procedemos a calcular los coeficientes del modelo. Si no es el caso, aplicamos el proceso de diferenciación hasta convertirlas en estacionarias.

### Prueba de Phillips – Perron

La presencia de cambios estructurales en las series puede afectar el análisis de estacionariedad. Las pruebas de raíz unitaria tradicionales (DF y ADF) en presencia de quiebre estructural, hace que el estimador del parámetro AR se aproxime a la unidad, tendiendo a no rechazar la existencia de raíz unitaria (Presno & López, 2001). En esta prueba, no es requisito que  $\varepsilon_t$  sea ruido blanco, pero, las condiciones que debe satisfacer son las siguientes:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0, \forall t \\ \text{Sup}_t E|\varepsilon_t|^{2\beta} &< \infty \text{ para } \beta > 2 \\ T \rightarrow \infty \Rightarrow \sigma^2 &= \lim_w E(T^{-1}S_T^2), \text{ existe y } \sigma^2 > 0 \text{ con } S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \\ \varepsilon_t \text{ posee parámetros } \alpha_m &\text{ que satisfacen } \sum_{m=1}^{\infty} \alpha_m^{1-\frac{2}{\beta}} < \infty \end{aligned} \quad (38)$$

Combinación de dos hipótesis nulas, i.e., en un cambio tanto en nivel como en la derivada de un proceso de raíz unitaria.

$$\begin{aligned} X_t &= \beta_1 + X_{t-1} + \mu_1 D_p + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \\ X_t &= \beta_1 + \beta_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_T + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (39)$$

Combinando la hipótesis nula con la alternativa

$$\begin{aligned} X_t &= \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 t + \mu_1 D_p + \mu_2 D_L + \mu_2 D_T + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \\ H_0: \beta_2 &= 1 \quad vs \quad H_1: \beta_2 < 1 \end{aligned} \quad (40)$$

Calculando los estadísticos  $t - student$  y compararlo con los valores críticos de Perron (1990) concluimos en rechazar la hipótesis nula (existencia de raíz unitaria con quiebre estructural) o no.

En el ARDL de corto plazo, todas las series deben ser  $I(0)I(0)$ ; en el SVAR, las series pueden ser  $I(0)I(0)$  o transformadas para cumplir esta condición.

### Selección óptima de rezagos

En el ARDL, se determina la combinación  $(p, q_1, q_2, \dots, q_m)$  que minimiza los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (BIC). En el SVAR, el orden  $p$  del VAR reducido se selecciona con los mismos criterios:

La selección de rezagos en muestras grandes:

$$(T - c)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|) \sim \chi_p^2 \quad (41)$$

Donde:  $\Sigma_u$  y  $\Sigma_r$  son las matrices de varianzas y covarianzas del modelo VAR irrestricto y restringido, respectivamente,  $c$  denota el coeficiente en cualquier ecuación del modelo irrestricto y  $q$  el número de restricciones.

La selección de rezagos se puede realizar empleando los criterios de información de Akaike y Schwarz:

$$\begin{aligned} AIC &= T \log |\Sigma| + 2N \\ SBC &= T \log |\Sigma| + N \log(N) \end{aligned} \quad (42)$$

Donde:  $|\Sigma|$  es el determinante de la matriz de varianzas y covarianzas residuales y  $N$  es el número total de parámetros del modelo.

### *Diagnóstico de residuos*

Tras la estimación de los modelos VAR/SVAR y ARDL, se realizó una evaluación exhaustiva de los supuestos clásicos, con el fin de garantizar la consistencia estadística y la fiabilidad de las inferencias. Este procedimiento post-estimación se centró en tres aspectos clave: normalidad de los residuos, ausencia de autocorrelación serial y homocedasticidad.

#### *Normalidad de los residuos*

Se verificó si los residuos estimados se aproximan a una distribución normal mediante la prueba de Jarque-Bera, la cual contrasta la asimetría ( $S$ ) y curtosis ( $K$ ) muestrales con las de una distribución normal. El estadístico se define como:

$$JB = \frac{n}{6}(S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2) \quad (43)$$

Donde  $n$  es el número de observaciones. La hipótesis nula ( $H_0$ ) plantea que los residuos siguen una distribución normal. El incumplimiento de este supuesto no invalida necesariamente el modelo, pero puede afectar la validez de las pruebas de significancia bajo inferencia clásica (Lütkepohl, 2005).

#### *Ausencia de autocorrelación serial*

La dependencia temporal en los residuos se evaluó mediante la prueba de Portmanteau, que resume información de múltiples rezagos. El estadístico estandarizado se expresa como:

$$\hat{Q}_m = n(n+2) \sum_l^m (n-l)^{-1} \hat{r}_l^2 \sim \chi^2_{m-p-q} \quad (44)$$

Donde  $\hat{r}_l^2$  es la autocorrelación residual al rezago  $l$ ,  $m$  es el número de rezagos considerados, y  $p, q$  son los órdenes del SVAR. El rechazo de  $H_0$  indicaría que existen patrones sistemáticos no modelados, comprometiendo la eficiencia de las estimaciones (Hamilton, 1994).

#### *Homocedasticidad de los residuos*

Para evaluar la constancia en la varianza condicional, se aplicó el test de White, que permite detectar formas generales de heterocedasticidad, incluyendo relaciones no lineales. El modelo de contraste se especifica como:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \delta_0 + \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \cdots + \delta_k X_k + \delta_{k+1} X_1^2 + \delta_{k+2} X_2^2 + \cdots + \delta_{k+n} X_{k+n}^n + v_t \quad (45)$$

Donde  $X_i$  son los regresores originales y sus términos no lineales. La hipótesis nula ( $H_0$ ) es la de homocedasticidad. La presencia de heterocedasticidad puede generar errores estándar sesgados, afectando la inferencia estadística (White, 1980).

Funciones impulso respuesta (FIR) de un SVAR(1)<sup>35</sup>:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{02} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{1,11} & \alpha_{1,12} \\ \alpha_{1,21} & \alpha_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (46)$$

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (47)$$

$$(I - A_1 L) X_t = A_0 + \varepsilon_t \quad (48)$$

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (49)$$

Alternativamente, si:  $\varepsilon_t = B^{-1} \epsilon_t$

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \epsilon_{t-i} \quad (50)$$

Donde:

$$\theta_i = \frac{\begin{bmatrix} \alpha_{1,11} & \alpha_{1,12} \\ \alpha_{1,21} & \alpha_{1,22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}}{1 - \beta_{12}\beta_{21}} \quad (51)$$

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{01} \\ \mu_{02} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \theta_{12,i} \\ \theta_{21,i} & \theta_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (52)$$

Los coeficientes de la matriz  $\theta$  pueden utilizarse para generar los efectos de los choques en las innovaciones  $\varepsilon_{x_1}$  y  $\varepsilon_{x_2}$  en toda la trayectoria temporal de las series  $x_1$  y  $x_2$ . En otras palabras, cada coeficiente  $\theta_{ij}(k)$  para cada  $k$  puede considerarse como multiplicadores de impacto.

---

<sup>35</sup> Generalizable para SVAR(p)