

# ¿Qué precede a qué? Relación entre el resultado fiscal y la balanza comercial: evidencia empírica de déficits gemelos reversos durante 1995-2021

What does precede what? Relationship between the fiscal result and the trade balance: empirical evidence of reverse twin deficits during 1995-2021

*Carlos Bruno Delgadillo Chavarría\**

*Patricia Carola Quintana Jaldín\*\**

## Resumen\*\*\*

Este estudio analiza la relación dinámica entre la balanza comercial y el balance fiscal primario en Bolivia durante el período 1995-2021, con el objetivo de determinar cuál de estas balanzas precede a la otra y en qué dirección se establece la causalidad. A través del uso de

---

\* Magister en Economía. Universidad Católica Boliviana "San Pablo". Investigador asociado del Instituto de Investigaciones Socioeconómicas de la Universidad Católica Boliviana "San Pablo".  
Contacto: carlos.b.delgadillo@gmail.com  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-3768-7040>

\*\* Magister en Gestión y Políticas Públicas de la Universidad de Chile. Titulada de la carrera de Economía en la Universidad Católica Boliviana "San Pablo" y becaria del Proyecto MAJIC (Macroeconomics for Justice and Inclusive Growth) de la Universidad de Pavía, Italia.  
Contacto: pquijnjal@gmail.com  
ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-2712-0343>

\*\*\* Los autores agradecen al árbitro externo por los valiosos comentarios y sugerencias que contribuyeron significativamente a la mejora del presente documento. Un agradecimiento especial a los Profesores, Ph.D. Sebastian Valdecantos y Ph.D. Mihalís Nikiforos, del Proyecto "Macroeconomía para la justicia y el crecimiento inclusivo (MAJIG)" por el apoyo y la inspiración para escribir este trabajo. También extendemos nuestra gratitud a los distintos asistentes de la Conferencia Boliviana de Desarrollo Económico 15 que aportaron con comentarios y sugerencias de mejora. Los errores y omisiones son de completa responsabilidad de los autores y de ninguna manera representan la visión de las instituciones en las cuales trabajan.

datos trimestrales y una amplia gama de metodologías econométricas robustas –incluyendo pruebas de causalidad de Granger, modelos de corrección de errores (VEC, ARDL, FMOLS, CCR) y modelos no lineales (NARDL)–, se encontró evidencia empírica consistente con la hipótesis de los déficits gemelos reversos. Los resultados revelan que las disminuciones en la balanza comercial anteceden y generan reducciones en el balance fiscal primario, así como aumentos en el gasto público primario. Este mecanismo de transmisión sugiere que el gobierno boliviano emplea el gasto público como una herramienta contracíclica para mitigar los efectos adversos de los déficits comerciales sobre la demanda agregada. Este fenómeno parece estar impulsado, en esencia, por la fuerte dependencia de Bolivia de los precios internacionales de los recursos naturales que exporta, los cuales desempeñan un papel crucial en la dinámica de la balanza comercial.

**Palabras clave:** Balanza comercial; balance fiscal primario; gasto público primario; hipótesis de los déficits gemelos reversos; shock externo y cointegración.

## **Abstract**

This study examines the dynamic relationship between the trade balance and the primary fiscal balance in Bolivia during the period 1995-2021, aiming to determine which of these balances precedes the other and the direction of causality. Using quarterly data and a wide range of robust econometric methodologies –including Granger causality tests, error correction models (VEC, ARDL, FMOLS, CCR), and nonlinear models (NARDL)– empirical evidence consistent with the reverse twin deficits hypothesis was found. The results reveal that declines in the trade balance precede and lead to reductions in the primary fiscal balance, as well as increases in primary public spending. This transmission mechanism suggests that the Bolivian government uses public spending as a countercyclical tool to mitigate the adverse effects of trade deficits on aggregate demand. This phenomenon appears to be driven, in essence, by Bolivia's heavy reliance on the international prices of the natural resources it exports, which play a crucial role in the dynamics of the trade balance.

**Keywords:** Trade balance; primary fiscal balance, primary public expenditure; reverse twin deficits hypothesis; external shock; and cointegration.

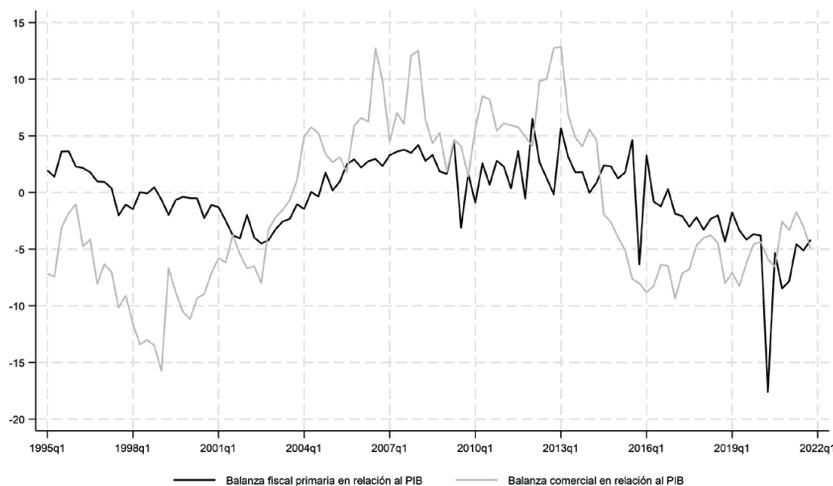
**Clasificación/Classification JEL:** C32, E12, E62, F62, F32, H50, H62.

## 1. Introducción

La relación entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria ha sido un tema central en la literatura macroeconómica, especialmente en economías dependientes de recursos naturales. En el caso de Bolivia, esta relación adquiere particular relevancia debido a la fuerte dependencia de los precios internacionales de los *commodities* que exporta, como el gas natural y los minerales. Este estudio busca responder a la siguiente pregunta: ¿Cuál de estas balanzas precede a la otra y en qué dirección se establece la causalidad en Bolivia durante el período 1995-2021? El trabajo analiza si los déficits comerciales impulsan los déficits fiscales, en línea con la hipótesis de los déficits gemelos reversos.

El Gráfico 1, que muestra la evolución de la balanza comercial y el resultado fiscal primario en relación al PIB, revela patrones claros: períodos de déficits gemelos (1995-2004 y 2015-2021) coinciden con fases de desaceleración económica, mientras que los superávits gemelos (2005-2012) están asociados a ciclos de bonanza. Estos movimientos están estrechamente vinculados a los precios internacionales de los recursos naturales, que influyen directamente en la balanza comercial y, a través de ella, en la fiscal.

**Gráfico 1: Comportamientos de la balanza comercial y la balanza fiscal primaria (ambos expresados en relación al PIB real en Bs. a precios constantes de 1990)**

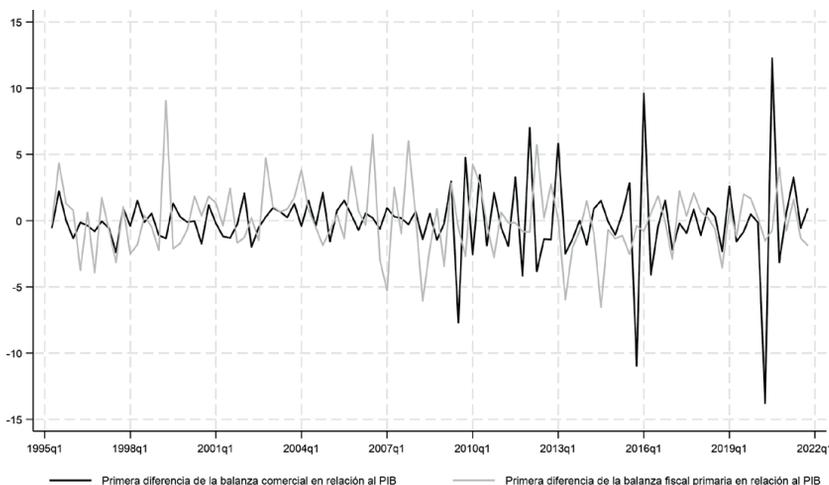


Fuente: Elaboración propia con datos del INE y UDAPE.

Nota. Cada uno de los componentes de la balanza fiscal primaria y de la balanza comercial fueron deflactados utilizando el deflactor implícito del PIB con año base en 1990.

Más indicios de asociación entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria se presentan cuando se visualiza su comportamiento a través del tiempo en sus primeras diferencias, tal como se muestra en el Gráfico 2. Esto abre la posibilidad de explorar la relación de predictibilidad entre las balanzas fiscal primaria y la balanza comercial, a través de técnicas econométricas más avanzadas que tomen en cuenta la cointegración de largo plazo.

**Gráfico 2: Comportamientos de las primeras diferencias de la balanza comercial y la balanza fiscal primaria (expresados en relación al PIB real en Bs. a precios constantes de 1990)**



Fuente: Elaboración propia con datos del INE y UDAPE.

Nota. Cada uno de los componentes de la balanza fiscal primaria y de la balanza comercial fueron deflactados mediante el deflactor implícito del PIB con año base en 1990.

En ese sentido, utilizando datos trimestrales y metodologías econométricas robustas – como pruebas de causalidad de Granger, modelos de corrección de errores (VEC, ARDL, FMOLS, CCR) y modelos no lineales (NARDL)–, este estudio encuentra evidencia empírica consistente con la hipótesis de los déficits gemelos reversos. Los resultados indican que las disminuciones en la balanza comercial preceden y provocan reducciones en la balanza fiscal primaria, así como aumentos en el gasto público primario. Este mecanismo sugiere que el gobierno boliviano utiliza el gasto público como una herramienta contracíclica para mitigar los efectos negativos de los déficits comerciales sobre la demanda agregada.

Estos hallazgos están en línea con los de Saavedra-Caballero y Villca (2024), quienes, utilizando datos anuales de Bolivia entre 1960 y 2019, también respaldan la hipótesis de los

déficits gemelos reversos. Su análisis, basado en un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) y un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), destaca que los shocks en los precios internacionales de los recursos naturales generan una caída en el valor de las exportaciones, lo que, junto con un tipo de cambio apreciado, incrementa las importaciones. Esta dinámica reduce los ingresos fiscales y, al mismo tiempo, impulsa al Gobierno a expandir el gasto público para mantener la estabilidad macroeconómica, generando déficits gemelos reversos.

Sin embargo, el presente estudio complementa y amplía los hallazgos de Saavedra-Caballero y Villca (2024) de varias maneras. En primer lugar, utiliza datos trimestrales en lugar de anuales, lo que permite capturar dinámicas de corto plazo y ajustes más precisos en la relación entre la balanza comercial y el balance fiscal. En segundo lugar, emplea metodologías econométricas avanzadas, como modelos no lineales (NARDL) y pruebas de causalidad con tiempo variante, que permiten identificar relaciones asimétricas y cambios estructurales en la causalidad a lo largo del tiempo. Del mismo modo, este estudio se enfoca en el período 1995-2021, que incluye eventos clave, como la crisis financiera internacional de 2008, la caída de los precios del petróleo a partir de 2015 y los efectos de la pandemia del COVID-19, proporcionando una perspectiva actualizada y relevante para la política económica contemporánea.

Estos resultados contrastan con la interpretación de Jemio (2023), quien sugiere que el déficit fiscal precede al déficit comercial, en línea con la hipótesis de los déficits gemelos tradicionales. Empero, su análisis se basa únicamente en observaciones gráficas, sin pruebas estadísticas robustas que respalden su afirmación. Este estudio, en cambio, proporciona evidencia empírica sólida que respalda la hipótesis de los déficits gemelos reversos para el caso boliviano.

Cabe destacar que, hasta el momento, solo dos estudios han abordado esta temática en Bolivia: el de Saavedra-Caballero y Villca (2024) y el presente trabajo. Mientras que el primero utiliza modelos formales (DSGE y SVAR) para analizar la relación entre las balanzas comercial y fiscal, este estudio emplea herramientas estadísticas sofisticadas y adecuadas, lo que permite una validación empírica independiente y complementaria de los hallazgos reportados. Juntos, estos trabajos proporcionan una comprensión más completa y robusta de la dinámica fiscal-

comercial en Bolivia, sentando las bases para futuras investigaciones y políticas económicas mejor informadas.

El documento está organizado en siete secciones. Comienza con esta introducción, seguida de un marco teórico que presenta las hipótesis a contrastar. Luego se describen las variables y metodologías utilizadas; asimismo, se presentan los resultados, se discuten las implicaciones de política y se concluye con las contribuciones del estudio. Finalmente, se incluyen la bibliografía y los anexos, con detalles adicionales sobre las pruebas y estimaciones realizadas.

## 2. Marco teórico

### 2.1. El enfoque de las tres balanzas de la contabilidad nacional macroeconómica

En este apartado se describe la relación entre las balanzas de los sectores institucionales privado, gubernamental (fiscal) y externo.

Se parte de la siguiente identidad nacional:

$$Y_t \equiv C_t^p + I_t^p + C_t^g + I_t^g + X_t - M_t \quad (1)$$

En términos prácticos, la identidad contable (1) señala que el Producto Interno Bruto (PIB) ( $Y_t$ ) es idéntico a la suma del consumo privado e inversión privada ( $C_t^p + I_t^p$ ), más el consumo y la inversión del Gobierno ( $C_t^g + I_t^g$ ), más la diferencia entre las exportaciones y las importaciones de bienes y servicios ( $X_t - M_t$ ).

La identidad contable anterior permite implícitamente identificar tres sectores institucionales: el sector privado, el sector fiscal (el Gobierno) y el sector externo. Evidentemente, tal como señalan Godley y Lavoie (2012) y Dos Santos y Macedo e Silva (2010), los agentes de cada uno de estos tres sectores, además de sus relaciones multilaterales, también realizan transferencias y pagos unilaterales de renta de propiedad a los agentes de los otros dos sectores.

De este modo, si se considera este escenario más completo, se puede reescribir la identidad contable (1) de esta forma:

$$Y_t - T_t - Tr_t^{p \rightarrow e} \equiv C_t^p + I_t^p + C_t^g + I_t^g + Tr_t^{g \rightarrow e} - T_t + X_t - M_t - Tr_t^{p \rightarrow e} - Tr_t^{g \rightarrow e} \quad (2)$$

Los nuevos términos de la identidad contable se definen como sigue a continuación:

$T_t$ : Impuestos pagados por los agentes del sector privado al Gobierno.

$Tr_t^{g \rightarrow e}$ : Transferencias unilaterales netas del Gobierno al sector externo más el ingreso de propiedad neto pagado por el Gobierno al sector externo.

$Tr_t^{p \rightarrow e}$ : Transferencias unilaterales netas del sector privado al sector externo más el ingreso de propiedad neto pagado por el sector privado al sector externo.

Reordenando los términos de la identidad contable (2), se comienza a vislumbrar las balanzas de los tres sectores institucionales, tal como se observa a continuación:

$$Y_t - T_t - Tr_t^{p \rightarrow e} - C_t^p - I_t^p \equiv (C_t^g + I_t^g + Tr_t^{g \rightarrow e} - T_t) + (X_t - M_t - Tr_t^{p \rightarrow e} - Tr_t^{g \rightarrow e}) \quad (3)$$

A partir de la identidad contable (3) se define el ahorro del sector privado ( $S_t^p$ ), tal como se muestra en la identidad contable (4). De igual forma, en la identidad contable (5) se define el ahorro del sector gubernamental ( $S_t^g$ ).

$$S_t^p \equiv Y_t - T_t - Tr_t^{p \rightarrow e} - C_t^p \quad (4)$$

$$S_t^g \equiv T_t - C_t^g - Tr_t^{g \rightarrow e} \quad (5)$$

A continuación, se definen las balanzas de los tres sectores institucionales: la balanza del sector privado<sup>1</sup> ( $PFB_t$ ) se detalla en la identidad contable (6), la balanza del sector fiscal o el resultado fiscal ( $GFB_t$ ) se resume en la identidad contable (7) y la balanza del sector externo ( $CAB_t$ ), que de hecho es la balanza en cuenta corriente, se describe en la identidad contable (8).

<sup>1</sup> Dentro la metodología de los modernos modelos Stock-Flow Consistent post-keynesianos y el uso de las cuentas nacionales, es útil desagregar el sector privado en los hogares, las empresas y el sector bancario. Más detalles sobre este asunto y su utilidad en el análisis macroeconómico se encuentran en Dos Santos y Macedo e Silva (2010) y Godley y Lavoie (2012).

$$PFB_t \equiv S_t^p - I_t^p \quad (6)$$

$$GFB_t \equiv -(S_t^g - I_t^g) \quad (7)$$

$$CAB_t \equiv X_t - M_t - Tr_t^{p \rightarrow e} - Tr_t^{g \rightarrow e} \quad (8)$$

Luego se identifica que las balanzas contables de los tres sectores institucionales se relacionan, tal como se muestra en la identidad contable (9).

$$PFB_t + GFB_t \equiv -CAB_t \quad (9)$$

La identidad contable (9) implica que si la inversión privada ( $I_t^p$ ) es enteramente financiada por los ahorros privados ( $S_t^p$ ), ( $S_t^p \approx I_t^p$ ), de modo que  $PFB_t$  se mantiene constante, entonces la balanza externa y la balanza fiscal deben moverse juntos, como si fueran gemelos (Panousis y Koukouritakis, 2020).

Otra manera de relacionar las balanzas es la que sugieren Nikiforos, Carvalho y Shoder (2015). Ellos señalan que la suma de los préstamos netos de los tres sectores institucionales –privado, gubernamental y externo– debe ser igual a cero, lo cual sugiere que el movimiento ascendente de la balanza privada debe ser compensado por los movimientos en la dirección contraria de las otras dos balanzas gemelas: la balanza externa y el resultado fiscal. Específicamente, gran parte de la teoría ha supuesto estable y constante el comportamiento de la balanza privada, y ha tendido a enfocarse en la relación entre el resultado fiscal y la balanza del sector externo.

## **2.2. Hipótesis de los déficits gemelos: El déficit fiscal causa el déficit en cuenta corriente**

El fundamento teórico de la causalidad del déficit fiscal hacia el déficit en cuenta corriente se sustenta en el modelo Mundell-Fleming, para economías pequeñas y abiertas con tipo de cambio flexible y perfecta movilidad de capitales (Boughton, 2002; Mankiw, 2014). El modelo predice que una política fiscal expansiva incrementa la demanda agregada, elevando

la tasa de interés local por encima de la mundial. Esto atrae capital extranjero, apreciando el tipo de cambio y deteriorando la balanza comercial mediante el aumento de importaciones y la reducción de exportaciones. Vamvoukas (1999) enfatiza que esta hipótesis requiere demostrar que el déficit gubernamental reduce el ahorro nacional mientras mantiene constantes los impuestos y la balanza del sector privado.

La evidencia empírica es extensa y metodológicamente diversa. Investigadores como Vamvoukas (1999), Pantelidis *et al.* (2009) y Murshed y Nijhum (2019), entre otros, han empleado modelos de vectores autorregresivos con corrección de errores, mientras que Hassan *et al.* (2015) y Mehta y Mallikarjun (2023) utilizaron modelos ARDL-EC, encontrando respaldo a la hipótesis de déficits gemelos en diversos países.

Estudios recientes han profundizado en factores contextuales. Afonso *et al.* (2022) encontraron que el impacto del déficit fiscal sobre el déficit en cuenta corriente se intensifica con reglas fiscales específicas y es más pronunciado en países de bajos ingresos, ricos en recursos naturales y con tipo de cambio fijo. Por su parte, El Khishin y El-Saeed (2021) hallaron evidencia de la hipótesis solo en países exportadores de petróleo, sugiriendo que la estructura económica influye en la relación entre ambos déficits.

### **2.3. Hipótesis de la equivalencia ricardiana: El déficit fiscal y el déficit en cuenta corriente no están relacionados**

La hipótesis de la equivalencia ricardiana se fundamenta en la premisa de que los hogares, como agentes racionales y optimizadores, anticipan las implicaciones futuras de la política fiscal actual. Cuando el Gobierno implementa una política fiscal expansiva, sea mediante mayor gasto público o reducción de impuestos, las familias interpretan esta acción como un incremento inevitable de la carga tributaria futura. En consecuencia, ajustan su comportamiento económico presente: reducen su consumo y aumentan su ahorro en una proporción equivalente al estímulo fiscal, neutralizando así el efecto expansivo pretendido por la política gubernamental. En definitiva, bajo la lógica del mundo ricardiano, se cortan los efectos sobre la demanda de saldos monetarios, la tasa de interés, la movilidad de capitales, los tipos de cambio y la balanza externa (Vamvoukas, 1999; Lanteri, 2015; Nikiforos *et al.*, 2015; Ncanywa y Letsoalo, 2019). El apoyo empírico a esta hipótesis se puede encontrar en Rahman y Mishra (1992) con datos de EE.UU., Wheeler (1999) con datos de los EE.UU.,

Magazzino (2012) con datos de Italia, Ncanywa y Letsoalo (2019). con datos de Sudáfrica, y Sen y Kaya (2020) con datos de panel de varios países.

#### **2.4. Hipótesis de la divergencia de los déficits gemelos: un aumento del déficit fiscal disminuye el déficit en cuenta corriente de la balanza de pagos**

La hipótesis de la divergencia gemela, popularizada por Baxter (1995) y Kim y Roubini (2008), sugiere que una disminución del déficit fiscal se traduce en un aumento del déficit en cuenta corriente. Estos autores consideran que esta hipótesis se cumple cuando un incremento del gasto de gobierno provoca un desplazamiento de la inversión privada (efecto *crowding out*), lo cual conduce a un aumento de la tasa de interés, y esto último luego repercute en una mejora del ahorro privado. Esta situación ocasiona una reducción de la demanda agregada, que se traduce en una menor compra de bienes y servicios del exterior, pues el sector privado está ahorrando, lo cual en definitiva resulta primero en una mejora de la balanza comercial, y a su vez en una mejora de la balanza en cuenta corriente.

El sustento empírico a esta hipótesis se encuentra en los trabajos de Kim y Roubini (2008) con datos de EE.UU., Corsetti y Müller (2005) con datos de Estados Unidos de América, Australia, Canadá y el Reino Unido.

#### **2.5. Hipótesis de los déficits gemelos reversos: el déficit de cuenta corriente causa el déficit fiscal**

Al respecto, Summers (1998), Anoruo y Ramchander (1998) y Nikiforos *et al.* (2015) explican que el déficit fiscal actúa como un amortiguador/estabilizador cuando se produce un déficit en la balanza comercial o en la balanza en cuenta corriente, ello con el fin de mantener el nivel de producción agregada estable.

Nikiforos *et al.* (2015) señalan que para que tal ajuste pueda consolidarse – en una economía pequeña y abierta – debe cumplir dos condiciones: una entrada suficiente de capital extranjero y la capacidad del gobierno de endeudarse a una tasa de interés relativamente baja. Ambas condiciones sugeridas permiten financiar e incrementar el gasto doméstico, especialmente el gasto de gobierno, que podría o no dar lugar a un déficit fiscal; solo con esta cantidad exógena de entrada de capital se podría usar el déficit fiscal, si es que hay, como un

amortiguador de los efectos adversos del déficit en balanza comercial y en cuenta corriente sobre la producción agregada.

Por otra parte, los modelos *stock-flow consistent* neo-keynesianos de Godley y Lavoie (2012) analizan cómo el déficit comercial causa el déficit fiscal. Su modelo "OPEN" presenta dos países interdependientes con tipo de cambio fijo, donde las exportaciones de uno equivalen a las importaciones del otro.

El modelo parte de un equilibrio en las balanzas fiscal y externa, con reservas internacionales idénticas. Al aumentar la propensión a importar en el país del sur, éste incurre en déficit comercial. Para pagar importaciones, el banco central del sur vende reservas al del norte, disminuyéndolas proporcionalmente al déficit comercial, mientras las del norte aumentan con su superávit. Cuando las reservas se agotan, el país del sur debe financiar su déficit mediante préstamos externos o endeudamiento interno a través de la venta de activos públicos al sector privado. Si esto no es suficiente, recurre al endeudamiento externo con organismos internacionales. El financiamiento del déficit comercial mediante deuda pública interna incrementa el gasto gubernamental por intereses, a la vez que su gasto de gobierno aún se mantiene alto para pagar su funcionamiento, generando de esta forma un déficit fiscal equivalente al comercial.

El sustento empírico de esta hipótesis se identifica en los trabajos de Anoruo y Ramchander (1998) con datos de India, Indonesia, Corea del Sur, Malasia y Filipinas, Kim y Kim (2006) con datos de Corea del Sur, Sobrino (2013) con datos de Perú, Senadza y Aloryito (2016) con datos de Ghana, Zubaidi, Lau y Khalid con datos de Indonesia, y Nikiforos, Carvalho y Shoder (2015) con datos de Grecia.

### **3. Metodología**

En este apartado se describen las variables, indicadores y fuentes de información utilizados en las estimaciones econométricas. Asimismo, se especifican brevemente las características de cada uno de los modelos macroeconómicos a ser estimados.

### 3.1. Variables, indicadores y fuentes de información

En el Cuadro 1 se describen las variables, indicadores y fuentes de información de las cuales se recolectaron datos secundarios. Se consolidó una base de datos de series de tiempo en frecuencia trimestral que comprende el periodo 1995 a 2021.

**Cuadro 1**  
**Variables, indicadores y fuentes de información**

Variables	Indicadores	Detalles
Balanza fiscal del sector público no financiero	Balanza corriente	Es la diferencia entre el ingreso corriente y el gasto corriente. Véase UDAPE.
	Balanza global	Es la diferencia entre el ingreso total y el gasto total. Véase UDAPE.
	Balanza fiscal primaria	Implica la diferencia entre el ingreso total (menos los intereses de deuda interna y externa) y el gasto total. Véase UDAPE.
Producción agregada local	Producto Interno Bruto a precios corrientes de mercado	Este indicador esta expresado en logaritmos naturales. Véase INE.
Tasa de interés local	Tasa de interés de referencia de política monetaria	Es la tasa a la cual el Banco Central le presta a los bancos comerciales, pero que también incide en todas las tasas del sistema financiero. Véase BCB
Tasa de interés mundial	Tasa de interés de los bonos de la Reserva Federal a tres meses	Es la tasa de interés a la que las instituciones depositarias (bancos y cooperativas de crédito) prestan saldos de reserva a otras instituciones depositarias a un día sin garantía . Los saldos de la reserva son cantidades mantenidas en la Reserva Federal de Estados Unidos de América. Véase la página web de la Reserva Federal de Estados Unidos de América de St. Louis.
Producción agregada global	Índice de producción global de los países de la OCDE + China	Este es un índice de volumen del GDP global que tiene como año base el año 2015. Véase la página web de la OECD. <a href="https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm">https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm</a>
Balanza del sector externo	Balanza comercial a precios corrientes.	Es la diferencia entre el total de exportaciones menos el total de importaciones, ambos expresados a precios corrientes. Véase INE.
Tipo de cambio real	Índice de tipo de cambio real multilateral	Es un indicador del tipo de cambio real ponderado por los principales socios comerciales que al menos representan el 0.5 % del comercio con Bolivia (exportaciones más importaciones). Véase BCB.

Variables	Indicadores	Detalles
Precio internacional de materias primas basadas en recursos naturales	Precio internacional del petróleo crudo y el gas natural	Obtenido de <a href="https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO">https://fred.stlouisfed.org/series/DCOILWTICO</a>
	Precio internacional de los minerales Estaño, Plata, Zinc y Plomo	Obtenido de <a href="https://fred.stlouisfed.org/series/PMETAINDEXM">https://fred.stlouisfed.org/series/PMETAINDEXM</a>
	Precio de internacional de la soya	Obtenido de <a href="https://fred.stlouisfed.org/series/WPU01830131">https://fred.stlouisfed.org/series/WPU01830131</a>
	Índice de precios de materia prima basada en recursos naturales	Utilizando los precios internacionales del petróleo crudo, los minerales y la soya, y a partir de la aplicación de la regresión (mco) se construyó este índice.

Fuente: Elaboración propia.

### 3.2. Especificación general de los modelos econométricos

Con el fin de contrastar las cinco hipótesis teóricas mencionadas en el marco teórico, se plantean cuatro formas funcionales entre las variables de interés. Las funciones (10) y (11) analizan la relación de largo plazo entre la balanza comercial y fiscal primaria, mientras que (12) y (13) examinan si el gasto público primario afecta a la balanza comercial o viceversa.

Función 1: Para testear la hipótesis de los déficits gemelos convergentes o la hipótesis de los déficits gemelos divergentes.

$$BC_t = f \{BF_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_i\} \quad (10)$$

Función 2: Para probar la hipótesis de los déficits gemelos reversos o la hipótesis de los déficits gemelos divergentes.

$$BF_t = f \{BC_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_i\} \quad (11)$$

Función 3: Para testear si el gasto público da lugar a movimientos en la balanza comercial, lo cual apoya la hipótesis del déficit gemelo convergente o la hipótesis del déficit gemelo divergente.

$$BC_t = f \{G_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_i\} \quad (12)$$

Función 4: Para testear si la balanza externa afecta al gasto público primario del SPNF, lo cual apoyaría la hipótesis de que el déficit gemelo reverso impacta en el gasto público.

$$G_t = f \{BC_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_i\} \quad (13)$$

Donde:

$BC_t$ : Índice de la balanza comercial a precios corrientes en porcentaje del PIB corriente con base en el año 2003.

$BF_t$ : Índice de la balanza fiscal a precios corrientes en porcentaje del PIB corriente con base en el año 2003.

$G_t$ : Índice del gasto público corriente del sector público no financiero con base en el año 2003

$Y_t$ : Índice del Producto Interno Bruto boliviano a precios corrientes con base en el año 2003.

$ilm_t$ : Índice de la diferencia entre el tipo de interés mundial y local con base en el año 2003.

$ITCRM_t$ : Índice del tipo de cambio real multilateral de Bolivia con base en el primer trimestre del año 2003.

$IPCom_t$ : Índice de precios internacionales de recursos naturales, que engloba el precio del petróleo crudo, los alimentos, los minerales y la soya, los cuales tienen como base el año 2003.

$D_i$ : Variables dicotómicas temporales para representar quiebres estructurales.

### 3.3. Pruebas de raíz unitaria

Se evaluó la estacionariedad mediante cuatro pruebas alternativas: Dickey-Fuller por mínimos cuadrados generalizados (DF-GLS), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Zivot-Andrew (ZA) y Clemente-Reyes-Montañez (CRM) (1998). Estas pruebas fueron

seleccionadas por sus ventajas sobre las pruebas convencionales de Dickey-Fuller. Para conocer más detalles sobre estos test de raíz unitaria y series de tiempo se puede revisar Ouliaris *et al.* (2018) y Lütkepohl (2005) y Clemente, Reyes y Montañez (1998).

El test DF-GLS es eficiente en presencia de medias y tendencias inusuales, con hipótesis nula de estacionariedad. El KPSS tiene la hipótesis nula más natural de no estacionariedad (I(0)); con hipótesis nula de estacionariedad, complementa al DF-GLS para fortalecer la evidencia de no estacionariedad. El test ZA considera e identifica la presencia de un quiebre estructural endógeno; esto es crucial dado los dos ciclos económicos del período estudiado. Por último, el test CRM permite analizar raíces unitarias considerando dos quiebres estructurales en las medias, mejorando de esta forma la precisión del modelado.

### 3.4. Testeando causalidad en series de tiempo

Se estimaron dos pruebas de causalidad de series de tiempo, o mejor llamadas pruebas de predictibilidad, según Baum, Hurn y Otero (2021). Éstas son la prueba de causalidad de Granger a la Toda y Yamamoto (1995) y la prueba de causalidad de Granger con tiempo variante a través de las pruebas de Wald de ventana envolvente rodante y la prueba de Wald de ventana expandida adelantada.

#### 3.4.1. Prueba de causalidad de Toda y Yamamoto

Para analizar la causalidad entre la balanza fiscal y la balanza externa, se usa la prueba de Wald modificada de Toda y Yamamoto (1995), la cual permite empalmar la idea del test de Granger en un entorno de varias variables endógenas recursivas autorregresivas, tal como lo hace el modelo de vectores autorregresivos (VAR). En ese sentido, se estima:

$$X_t = A_0 D_t + \sum_j^p A_j X_{t-j} + z_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde,  $X_t$  es un vector columna  $5 \times 1$  de variables endógenas, que va cambiando dependiendo de cuál de las cuatro funciones se testea. En este entorno, se señala que los conjuntos de variables son:  $S1 = \{BC_t, BF_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCcom_t\}$  o  $S2 = \{BF_t, BC_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCcom_t\}$  o  $S3 = \{BC_t, G_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCcom_t\}$

o  $S4 = \{G_t, BF_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCcom_t\}$ . Además,  $A_0$  es la matriz de coeficientes de los componentes determinísticos;  $D_t$  es una matriz de componentes determinísticos;  $A_j$  es la matriz de coeficientes de  $X_{t,j}$  en el rezago  $j$ , donde  $j:1, 2, 3, \dots, p$ ;  $\varepsilon_t$  es el vector columna  $5 \times 1$  de residuos y  $p$  es el rezago óptimo de primer orden; asimismo, algunas variables dicotómicas temporales son incluidas en el término  $Z_t$  para representar quiebres estructurales.

### **3.4.2. Prueba de causalidad de Granger para tiempo variante**

La metodología de causalidad de Granger para tiempo variante permite evaluar la estabilidad temporal de las relaciones causales entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria, y entre la balanza comercial y el gasto fiscal primario. Para este análisis se implementaron dos pruebas específicas: la prueba de Wald con algoritmo recursivo y la prueba de Wald con algoritmo de ventana expandida adelantada, aplicadas en un escenario bivariado con cuatro periodos de rezago y dos de adelanto (Baum, Otero y Hurn, 2021). El algoritmo recursivo detecta cambios en las relaciones de causalidad mediante secuencias de estadísticas de prueba, permitiendo identificar efectivamente los puntos de cambio en las relaciones causales a lo largo de diferentes submuestras temporales.

Por su parte, la prueba de Wald con algoritmo de ventana evolutiva adelantada emplea una ventana móvil que se desplaza a lo largo de la serie temporal, calculando secuencias de estadísticas de prueba basadas en submuestras con un punto final común. Este enfoque desarrolla inferencia basado en las normas supremas de Phillips, Shi y Yu (2013), proporcionando un método robusto para evaluar la significancia de las relaciones de predictibilidad temporal (Baum, Otero y Hurn, 2021). Ambas metodologías permiten adaptar la ventana de tiempo para evaluar la causalidad de Granger, facilitando el análisis de diferentes estructuras de datos y patrones temporales en las series analizadas.

### **3.5. Modelo de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC)**

Los modelos de vectores autorregresivos con corrección de errores (VEC), desarrollados por Johansen (1988), y Johansen y Juselius (1990), permiten estimar simultáneamente los ajustes dinámicos de corto plazo mediante un modelo VAR y las relaciones de cointegración de largo plazo entre variables endógenas. El término de corrección de errores facilita que las desviaciones del equilibrio de largo plazo se ajusten gradualmente a través de correcciones

parciales de corto plazo. Los coeficientes de regresión se estiman mediante máxima verosimilitud aplicada a un sistema de ecuaciones simultáneas, lo que no requiere normalidad en los errores, pero sí su independencia y distribución idéntica, garantizando de esa forma estimaciones asintóticamente eficientes (Johansen & Schaumburg, 1998).

Un requisito fundamental para la aplicación de estos modelos es que las variables endógenas consideradas sean integradas del mismo orden, es decir, todas deben ser  $I(0)$  o  $I(1)$  como máximo. Esta condición es esencial para la validez del análisis de cointegración y la correcta especificación del modelo VEC.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha [\beta' : \eta'] \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ D_t^{CO} \end{bmatrix} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + h_t + \mu_t \\ &= \Pi^+ y_{t-1}^+ + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + h_t + \mu_t \end{aligned} \quad (15)$$

Donde  $y_t^+ := \begin{bmatrix} y_t \\ D_t^{CO} \end{bmatrix}$  es un proceso de dimensión

$K, rk(\Pi) = r$  con  $0 < r^2 < K$

así que  $\Pi^+ := \alpha [\beta' : \eta'] = \alpha \beta^+$ ,

donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices ( $K * r$ ) con  $rk(\alpha) = rk(\beta) = r$ .

Además,  $\gamma_j$  ( $j=1, \dots, p-1$ ) son ( $K * K$ ) matrices del parámetro y  $\mu_t \sim (0, \Sigma \mu)$  son los errores ruido blanco.

También, se asume que  $y_t$  tiene un proceso de integración de 1, es decir,  $I(1)$ . Finalmente,  $D_t^{CO}$  contiene todos los términos determinísticos que están presentes en las relaciones de cointegración,  $D_t$  contiene todos los restantes términos determinísticos y  $\eta'$  y  $C$  son las matrices de parámetros correspondientes.

$y_t$ : Compuesto por las variables endógenas desestacionalizadas mediante ARIMA-X11-SEATS. Dependiendo de cuál de las formas funcionales se está contrastando, se tienen los siguientes subconjuntos de variables endógenas:  $S1 = \{BC_t, BF_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_t\}$  o  $S2 = \{BC_t, G_t, Y_t, ilm_t, ITCRM_t, IPCom_t, D_t\}$

---

2  $r$  es el número de relaciones de cointegración.

$h_i$ : Vector de variables dicotómicas temporales

$\alpha$ : Coeficiente del término de corrección de errores. Indican qué tan rápido las observaciones que se desvían vuelven a la relación promedio de largo plazo.

$\beta'$ : Vector de coeficientes de cointegración; son elasticidades transpuestas (parámetros) de largo plazo, que deben convertirse en  $\beta$  para representar elasticidades no transpuestas de largo plazo.

Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración  $r$ ), la metodología de Johansen (1995), según Ouliaris *et al.* (2018), presenta dos pruebas: el de traza y el de máximo autovalor. Ambas pruebas, además de identificar el número de relaciones de cointegración, permiten identificar la estructura del término de corrección de errores; es decir, se puede identificar si hay o no relaciones de cointegración en presencia de tendencias determinísticas y constantes.

### **3.6. Modelo autorregresivo de retardos distribuidos con corrección de errores (ARDL-EC)**

El test de cointegración ARDL o test de bandas es ampliamente utilizado por sus propiedades para trabajar con muestras pequeñas y generar resultados válidos (Pesaran, 1997; Pesaran & Shin, 1995; Pesaran, Shin & Smith, 2001; Nkoro y Uko, 2016). Este enfoque proporciona valores críticos F de bandas superiores e inferiores para diferentes niveles de significancia estadística, que en este estudio se calcularon al 1%, 5% y 10%.

La interpretación del test ARDL sigue una lógica específica: si el estadístico F calculado supera el valor teórico F de la banda superior, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, confirmando la existencia de una relación de cointegración entre las variables. Sin embargo, si el valor F calculado se ubica entre los valores teóricos de las bandas superior e inferior, la evidencia de cointegración resulta inconclusa (Pesaran, Shin & Smith, 2001; Nkoro y Uko, 2016; Ncanywa y Letsoalo, 2019).

Para determinar las dinámicas de corto y largo plazo y el modelo de corrección de errores en el enfoque ARDL, la ecuación (15) puede ser transformada en:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta Y_{t-i} + \dots + \sum_{i=1}^p \beta_N \Delta N_{t-i} + \delta_1 X_{t-1} + \delta_2 Y_{t-1} + \dots + \delta_N N_{t-1} + \theta EC_{t-1} + z_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Donde las variables  $Y_t$  y  $X_t$  dependiendo de cuál de las formas funcionales se contrasta, pueden tomar los valores de  $\{BC, BF\}$  o  $\{BC, G\}$ .

Además,  $\Delta$  denota el operador de primera diferencia en el modelo,  $\beta_0$  representa la constante y  $\varepsilon_t$  es el término de error de ruido blanco. Las relaciones de largo plazo en el modelo son representadas por los coeficientes de regresión  $\delta_1 - \delta_7$ . Las relaciones de corto plazo están representadas en los modelos por los coeficientes de regresión  $\beta_1 - \beta_7$ . La velocidad de ajuste de la relación de cointegración es capturada por  $\theta, z_t$  que contiene un conjunto de variables dicotómicas temporales para representar quiebres estructurales, y  $EC$ , que denota el residuo obtenido de la ecuación de cointegración.

Luego se estimó el test de correlación serial LM de Breusch-Godfrey, el test de normalidad y heterocedasticidad descrito en Ouliaris *et al.* (2018), con el fin de determinar que los supuestos clásicos del modelo de regresión lineal no fueron violados. Del mismo modo, se corrió el test de la suma acumulada de residuos recursivos (CUSUM) y el test de la suma acumulada cuadrática de los residuos recursivos (CUSUM-sq), para testear la estabilidad de las dinámicas de corto y largo plazo de los estimadores del modelo (Tanizaki, 2001).

### 3.7. Modelo FMOLS y CCR

El estimador “*fully modified ordinary least square (FMOLS)*” fue propuesto por Phillips y Hansen en 1990. Éste es un método de corrección de errores semiparamétrico que aborda el sesgo asintótico y la ineficiencia de los estimadores de MCO en regresiones de cointegración. En ese sentido, transforma la variable dependiente y las explicativas basándose en la matriz de covarianza a largo plazo, para lograr una estimación totalmente eficiente. Al transformar los datos y aplicar mínimos cuadrados ordinarios, FMOLS proporciona estimaciones no sesgadas con distribuciones asintóticas normales, lo que permite realizar pruebas de inferencia estadística estándar. Este estimador es útil cuando hay correlación a largo plazo entre el error

de la ecuación de cointegración y las innovaciones del regresor. Asimismo, este estimador tiene la ventaja de controlar la correlación serial y la endogeneidad en las variables explicativas, y posee eficiencia paramétrica en pequeñas muestras.

El estimador FMOLS considera un sistema de ecuaciones cointegrado. Este modelo tiene la siguiente forma funcional:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + z_t + \omega_t \quad (17)$$

$$X_t = X_{t-1} + z_t + \mu_t \quad (18)$$

Donde  $Y_t$  y  $X_t$  pueden tomar los valores de las siguientes variables  $\{BC_t, BF_t\}$  o  $\{BC_t, G_t\}$ , dependiendo de cuál de las funciones se está contrastando. Además,  $\theta_t = (\omega_t, \mu_t)$  es  $I(0)$ , con una matriz de covarianza asintótica de largo plazo  $\Omega$ . Más importante aún, se asume que  $Y_t$  y  $X_t$  son co-integrados de orden  $I(1)$ . Por último,  $z_t$  contiene variables dicotómicas temporales para representar posibles quiebres estructurales.

El método de regresión canónica de cointegración (CCR), desarrollado por Park (1992), busca identificar combinaciones lineales de variables cointegradas a partir de relaciones canónicas entre series temporales. Este método es especialmente útil cuando tanto la variable dependiente como las variables explicativas del modelo de regresión son integradas de orden uno ( $I(1)$ ), es decir, presentan raíces unitarias en niveles, pero mantienen una combinación lineal estacionaria, indicando una relación de largo plazo.

CCR permite una estimación más precisa de las relaciones de equilibrio a largo plazo, mediante la identificación de combinaciones lineales cointegradas, proporcionando igualmente, un marco para realizar pruebas de inferencia estadística sobre los vectores de cointegración. En comparación con FMOLS, CCR ofrece un enfoque alternativo que aprovecha las relaciones canónicas entre variables, para estimar las relaciones de equilibrio a largo plazo, brindando una perspectiva diferente en el análisis de cointegración (Park, 1992).

### **3.8. Modelos ARDL no lineales o asimétricos con corrección de errores (NARDL-EC)**

El modelo de retardo distribuido autorregresivo no lineal (NARDL), desarrollado por Shin, Yu y Greenwood-Nimmo (2013), es una extensión del modelo ARDL, que permite capturar

efectos asimétricos en la relación entre variables. Este enfoque es particularmente útil para analizar la dinámica entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria en Bolivia, ya que permite explorar si los aumentos y disminuciones en la balanza comercial tienen impactos diferenciados sobre la balanza fiscal y el gasto público primario.

El modelo NARDL descompone las variables explicativas en componentes de sumas parciales positivas y negativas. Específicamente, para una variable  $x_t$  se se define como en la ecuación (19):

$$x_t = x_0 + x_{+t} + x_{-t} \quad (19)$$

Donde  $x_{+t}$  y  $x_{-t}$  representan los procesos de sumas parciales de cambios positivos y negativos en  $x_t$ , respectivamente. Esta descomposición permite efectos asimétricos de corto y largo plazo, lo que resulta en una comprensión más matizada de la dinámica entre las variables, en comparación con los modelos lineales tradicionales.

En el contexto de este estudio, el modelo NARDL se aplica para analizar la relación asimétrica entre la balanza comercial ( $BC_t$ ) y la balanza fiscal primaria ( $BF_t$ ), así como entre la balanza comercial y el gasto público primario ( $G_t$ ). La especificación del modelo es la siguiente:

$$\Delta BF_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta BF_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_{+i} \Delta BC_{+t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_{-i} \Delta BC_{-t-i} + \lambda_1 BF_{t-1} + \lambda_2 BC_{+t-1} + \lambda_3 BC_{-t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

Donde:

$\Delta BF_t$  es la primera diferencia de la balanza fiscal primaria.

$\Delta BC_{+t}$  y  $\Delta BC_{-t}$  son las sumas parciales de cambios positivos y negativos en la balanza comercial, respectivamente.

$\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  y  $\lambda_3$  son los coeficientes de largo plazo que capturan la relación asimétrica entre las variables.

$\varepsilon_t$  es el término de error.

De manera similar, el modelo NARDL también se aplica para analizar la relación entre la balanza comercial y el gasto público primario:

$$\Delta G_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{+i} \Delta BC_{+t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{-i} \Delta BC_{-t-i} + \eta_1 G_{t-1} + \eta_2 BC_{+t-1} + \eta_3 BC_{-t-1} + u_t \quad (21)$$

Donde:

$\Delta G_t$  es la primera diferencia del gasto público primario.

$u_t$  es el término de error

## 4. Resultados

### 4.1. Pruebas de raíz unitaria

Se probó la presencia de estacionariedad en cada una de las series de tiempo empleadas en el estudio, tanto en niveles como en primeras diferencias. Los resultados del test de Dickey Fuller por GLS, la prueba KPSS, la prueba de Zivot-Andrews y el test de Clemente-Montañez-Reyes se presentan en el anexo A.1. Se identificó que todas las series de tiempo analizadas en los modelos econométricos son no estacionarias y presentan raíz unitaria en niveles, pero cuando los test se desarrollan en sus primeras diferencias se observó que las series son estacionarias y no presentan raíz unitaria.

### 4.2. Resultados del test de causalidad de Granger multivariado

Siguiendo la metodología de Toda y Yamamoto (1995) descrita en el acápite metodológico, se estima el test de causalidad de Granger multivariado. Esto con el fin de conocer la relación de predictibilidad entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria, y entre el gasto fiscal primario y la balanza comercial.

En el Cuadro 2 se observan los resultados de la prueba de causalidad de Granger entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria. Los resultados estadísticamente significativos

al 10% sugieren que existe una relación de predictibilidad en el sentido de Granger, que va de la balanza comercial hacia la balanza fiscal primaria. Estos resultados sustentan la hipótesis de los déficits gemelos reversos; los movimientos de la balanza comercial anteceden a los movimientos de la balanza fiscal.

**Cuadro 2**  
**Resultados de la prueba de causalidad de Granger entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria**

Prueba de causalidad a la Granger	Chi-2	Rezagos	Prob > chi2
Balanza comercial causada por la balanza fiscal primaria	29.465	3	0.400
Balanza comercial causada por todas las variables	29.465	3	0.400
Balanza fiscal primaria causada por la balanza comercial	73.898	3	0.060*
Balanza fiscal primaria causada por todas las variables	73.898	3	0.060*

Fuente: Elaboración propia con datos del INE y UDAPE.

Por otra parte, según los resultados reportados en el Cuadro 3, el test de causalidad de Granger multivariante sugiere que los movimientos de la balanza comercial anteceden a los movimientos del gasto público primario, siendo este resultado estadísticamente significativo al 5%. Esta es evidencia empírica en la línea de la hipótesis de los déficits gemelos reversos.

**Cuadro 3**  
**Resultados de la prueba de causalidad de Granger entre la balanza comercial y el gasto público primario**

Prueba de causalidad a la Granger	Chi-2	Rezagos	Prob > chi2
Balanza comercial causada por el gasto fiscal primario	24.089	3	0.492
Balanza comercial causada por todas las variables	24.089	3	0.492
Gasto fiscal primario causado por la balanza comercial	91.242	3	0.028**
Gasto fiscal primario causado por todas las variables	91.242	3	0.028**

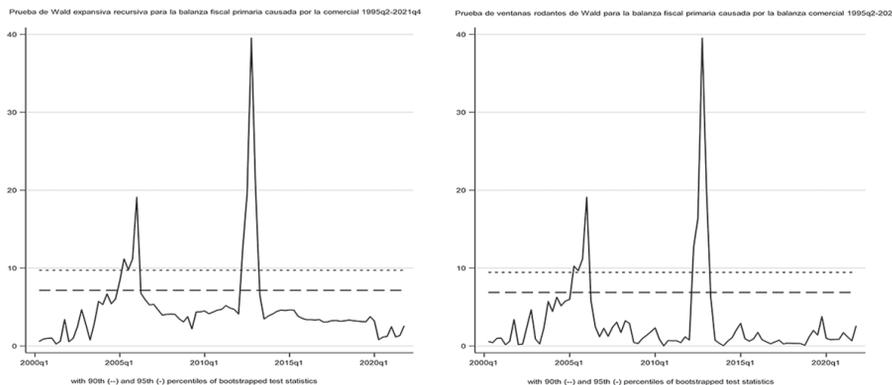
Fuente: Elaboración propia con datos del INE y UDAPE.

#### 4.3. Resultados de las pruebas de causalidad de Granger de tiempo variante

Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger con tiempo variante, donde los movimientos a cuatro rezagos de la balanza comercial anteceden a los movimientos adelantados de la balanza fiscal primaria, son similares tanto en el test de Wald expansivo recursivo (lado izquierdo) y la prueba de Wald con ventanas rodantes (lado derecho) del

Gráfico 3. Específicamente, la balanza fiscal primaria es causada por los movimientos de la balanza comercial entre los periodos 2004t3-2006t1 y 2012t1-2014t1.

**Gráfico 3: Prueba de causalidad de Granger con tiempo variante entre la balanza comercial y la balanza fiscal primaria. Prueba de Wald expansiva recursiva (gráfico izquierdo) y prueba de Wald de ventanas rodantes (gráfico derecho)**

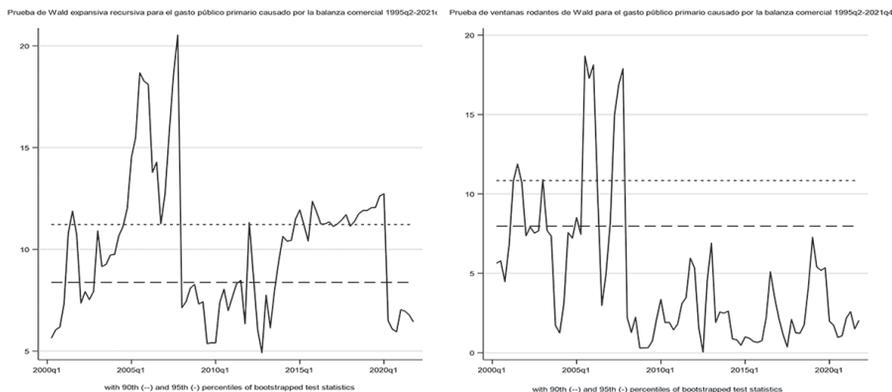


Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

En el Gráfico 4 se visualizan los resultados de la prueba de causalidad de Granger con tiempo variante, de los movimientos de los cuatro rezagos de la balanza comercial sobre los cuatro movimientos adelantados del gasto fiscal primario, tanto para el test de Wald expansivo recursivo (lado izquierdo) y la prueba de Wald con ventana rodante (lado derecho). Específicamente, el gasto público primario fue precedido por los movimientos de la balanza comercial en dos periodos: 2004t1-2007t4 y 2014t3-2019t4.

Resulta interesante notar que los dos periodos en los cuales los movimientos de la balanza fiscal primaria y el gasto público primario son precedidos por la balanza comercial se asocian al periodo alcista de los precios internacionales de los recursos naturales (gas natural, minerales, soya, castaña, cacao, y otros) –que comenzó en 2004 y finalizó en 2013– y al periodo 2014t4–2020t2 asociado a la disminución de los precios internacionales del petróleo, el gas natural y los minerales.

**Gráfico 4: Prueba de causalidad de Granger con tiempo variante entre la balanza comercial y el gasto público primario. Prueba de Wald expansiva recursiva (gráfico izquierdo) y prueba de Wald de ventanas rodantes (gráfico derecho)**



Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

#### 4.4. Resultados del modelo ARDL-EC

Los resultados de las pruebas de la elección óptima de rezagos para la estimación de los modelos ARDL-EC se encuentran en el Cuadro C.1 del anexo C. Asimismo, los resultados de los test de cointegración se aprecian en el Cuadro C.2. del anexo C. Las pruebas de bondad de ajuste, normalidad, autocorrelación y correlación serial se identifican en el Cuadro C.3. del anexo C.

Las estimaciones de la columna 1 del Cuadro 4 revelan que, a largo plazo, los movimientos de la balanza fiscal primaria no tienen una relación estadísticamente significativa con los movimientos de la balanza comercial. Esta prueba es evidencia empírica que rechaza las hipótesis de los déficits gemelos y la hipótesis de los déficits gemelos divergentes para el caso boliviano.

Por otra parte, en la columna 2 del Cuadro 4 se observa un coeficiente de regresión positivo estadísticamente significativo al 1%, que se asocia a los movimientos de la balanza comercial sobre los movimientos de la balanza fiscal primaria. Este resultado apoya la hipótesis de los déficits gemelos reversos para el caso boliviano. Por ejemplo, un movimiento descendente de la balanza comercial, traducido en un déficit en balanza comercial, se asocia posteriormente con un movimiento a la baja del resultado fiscal primario, que podría traducirse en un déficit.

**Cuadro 4**  
**Resultados de la estimación de los modelos ARDL-EC**

Variables	Balanza comercial en relación al PIB	Balanza fiscal primaria en relación al PIB	Balanza comercial en relación al PIB	Gasto público primario del SPNF en relación al PIB
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Términos de largo plazo</b>				
Coefficiente de ajuste	-0.31*** (0.08)	-0.51*** (0.09)	-0.31*** (0.08)	-0.59*** (0.10)
Índice de tipo de cambio real multilateral (años base 2003=100)	0.09*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.03)	-0.08*** (0.02)
Formación bruta de capital fijo en relación al PIB	-1.22*** (0.18)	0.49*** (0.15)	-0.98*** (0.27)	-0.07 (0.11)
Balanza fiscal primaria en relación al PIB	0.37 (0.29)			
Balanza comercial en relación al PIB		0.23** (0.10)		-0.12* (0.07)
Gasto público primario del SPNF en relación al PIB			-0.45 (0.28)	
<b>Términos de corto plazo</b>				
Primera diferencia del tipo de cambio real multilateral	0.03*** (0.01)	0.06*** (0.02)	0.03*** (0.01)	-0.05*** (0.02)
Primera diferencia de la formación bruta de capital fijo en relación al PIB	-0.83*** (0.19)	0.25** (0.10)	-0.79*** (0.19)	-0.04 (0.07)
Primera diferencia de la balanza fiscal primaria en relación al PIB	0.11 (0.10)			
Primer rezago de la balanza fiscal primaria en relación al PIB		-0.38*** (0.07)		
Primera diferencia de la balanza comercial en relación al PIB		0.12** (0.06)		-0.07 (0.05)
Primera diferencia del gasto público primario del SPNF en relación al PIB			-0.14 (0.10)	
Primer rezago del gasto público primario del SPNF en relación al PIB				-0.32*** (0.08)
Índice de precios de <i>commodities</i>	0.04*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.04*** (0.01)	-0.00 (0.01)
Variables dicotómicas temporales	Si	Si	Si	Si
Constante		-9.46*** (3.09)		14.35*** (3.58)
Observaciones	107	106	107	106
R-cuadrado	0.299	0.744	0.304	0.680

Error estándar entre paréntesis y niveles de significancia: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

Con el propósito de contar con mayor consistencia en los resultados, se probó qué ocurre a largo plazo entre el gasto público primario y la balanza comercial como variable dependiente; ello se observa en la columna 3 del Cuadro 4. En el largo plazo, la evidencia empírica justifica que, el gasto público primario no influye sobre la balanza comercial. Nuevamente, se halló evidencia empírica que no apoya la hipótesis de los déficits gemelos ni la hipótesis de los déficits gemelos divergentes para el caso boliviano.

El último resultado que se reporta es el referente a la elasticidad de largo plazo del gasto público primario en respuesta a los movimientos de la balanza comercial; ello se aprecia en la columna 4 del Cuadro 4. Las estimaciones revelan que, a largo plazo, una reducción de 1% de la balanza comercial en relación al PIB da lugar a un incremento del gasto público primario del 0.12% en el largo plazo, manteniendo el resto de variables constantes. Este hallazgo apoya la hipótesis de los déficits gemelos reversos, y sugiere que el gasto público primario es utilizado como un amortiguador ante caídas de la balanza comercial, con la finalidad de mantener el nivel de la demanda agregada.

En cuanto a las variables explicativas, a largo plazo, el índice de tipo de cambio real multilateral y la formación bruta de capital presentan los símbolos de impacto correctos y además son estadísticamente significativos en todas las salidas de regresión.

El tipo de cambio real multilateral guarda una relación positiva con la balanza comercial y el resultado fiscal, y una relación inversa con el gasto público primario. Mayores niveles de depreciación cambiaria real (incrementos en el tipo de cambio real multilateral) se asocian con una mayor balanza comercial. De la misma forma, la depreciación del tipo de cambio real multilateral (el incremento de esta variable) se asocia con una reducción del gasto público primario, denotando que el gobierno también tiene expectativas racionales, debido a que reconoce que un aumento del circulante en moneda local disminuye la capacidad de compra de los mismos bienes y servicios en relación a un periodo anterior.

En cuanto a la formación bruta de capital fijo del sector privado, se observa que un incremento de esta variable da lugar a una disminución de la balanza comercial. Esto posiblemente se deba a que gran parte de industria boliviana requiere de insumos importados para arrancar su producción. Asimismo, un incremento de la formación bruta de capital fijo del sector privado se asocia con un incremento de la balanza fiscal. Esto último sugiere que, en

cierta medida, el incremento de la formación bruta de capital fijo del sector privado se asocia con un incremento de los impuestos, debido a que más empresas se crean y son éstas las que demandan los bienes importados para funcionar.

Por último, ni al 10% de nivel de significancia estadística se encontró una asociación entre la formación bruta de capital fijo y el gasto público primario, lo cual denota que no se encontró evidencia empírica que vaya en la línea de un posible efecto “*crowding in*” o “*crowding out*” entre la inversión privada y la inversión pública, tal como lo hizo el estudio detallado de Valdivia y Carlo (2021)<sup>3</sup>, que encontró un efecto de complementación entre la formación bruta de capital fijo privado y el gasto de capital del SPNE.

Por otro lado, en cuanto a los coeficientes de regresión de corto plazo, éstos presentan los signos correctos en las cuatro salidas de regresión presentadas en el Cuadro 4. Es interesante notar que el tipo de cambio real multilateral y la formación bruta de capital fijo presentan los signos de regresión correctos en las salidas de regresión, siendo estadísticamente significativos por lo menos al nivel de significancia del 10%. Además, solamente en el caso del efecto positivo de la balanza comercial sobre el resultado fiscal primario se observa un efecto a corto plazo estadísticamente significativo. En ese sentido, la evidencia empírica analizada sugiere sustento para la hipótesis de los déficits gemelos reversos en el corto plazo.

Un resultado importante que resalta en las estimaciones ARDL-EC es el referente al rol que jugó como variable exógena el índice de precios de los *commodities* (gas natural, minerales y soya). Los incrementos en el índice de precios de los recursos naturales se asocian con un incremento de la balanza comercial boliviana, pero no juega ningún rol, estadísticamente hablando, en el comportamiento de la balanza fiscal primaria y el gasto público primario. La evidencia empírica analizada sugiere que la balanza fiscal primaria y el gasto público primario

---

3 Utilizando datos mensuales del período 2009 a 2020, Valdivia y Carlo (2021) estimaron modelos de vectores autorregresivos con correcciones de errores y modelos PVAR recursivos, para identificar los efectos *crowding in* o *crowding out* entre la inversión pública y privada en los sectores de agricultura, hidrocarburos, minería, industria, energía y construcción. Sus resultados revelan que existe un efecto *crowding in* en todos los sectores estudiados. Especialmente resalta el efecto *crowding in* en hidrocarburos, construcción y agricultura.

son acíclicos a los movimientos del precio internacional de los *commodities*<sup>4</sup>, y que son afectados solamente a través de la balanza comercial.

#### 4.5. Resultados de los modelos FMOLS y CCR

Los modelos FMOLS y CCR han sido estimados después de identificar el rezago óptimo de cada variable explicativa y dependiente, de forma conjunta. Estos resultados se observan en el anexo B. Esto posteriormente sirvió para estimar los test de cointegración de Johansen y de Engle y Granger; los resultados se identifican en el anexo E.

Las pruebas de cointegración de Johansen, a un p-valor de 0.1, sugieren que no existe ni una sola relación de cointegración entre las variables seleccionadas cuando la balanza comercial es la variable dependiente. Sin embargo, cuando la balanza fiscal primaria y el gasto público primario son las variables dependientes, sí se identifica al menos una relación de cointegración entre las variables seleccionadas para la estimación de los modelos.

Las salidas de regresión de las estimaciones vía FMOLS y CCR se presentan en el Cuadro 5. En las columnas (1) y (2) se aprecia que una disminución en 1% de la balanza comercial se asocia con una disminución de la balanza fiscal entre 0.294% y 0.264%, según FMOLS y CCR, respectivamente. Asimismo, los resultados de las columnas (3) y (4) sugieren que una disminución de la balanza comercial en 1% se asocia con un incremento del gasto público primario entre un 0.157% y 0.184%, según el estimador FMOL y CCR, respectivamente. Nuevamente, a partir del análisis econométrico de series de tiempo mencionado se halló apoyo a la hipótesis de los déficits gemelos reversos.

---

4 Muchos investigadores en Bolivia debaten sobre la aciclicidad, pro-ciclicidad y contra-ciclicidad de la balanza fiscal primaria y el gasto público primario con respecto al ciclo económico boliviano, rastreadas a partir de los movimientos del PIB. Por ejemplo, de Puig (2015) y Gonzáles y Molina (2017) encontraron evidencia empírica que apoya la hipótesis de aciclicidad en el rol del gasto público del sector público no financiero, con respecto a los movimientos de la tasa de crecimiento del PIB durante el periodo 2000 a 2014 para el caso boliviano. De igual forma, Ugarte (2016), analizando datos de 2003 a 2015, estimó modelos a través de mínimos cuadrados en dos etapas, identificando que la balanza fiscal estructural responde de forma contra-cíclica entre 2003 y 2012, procíclica entre 2013 y 2014 y contra-cíclica en 2015, todo rastreado por la tasa de crecimiento del PIB boliviano.

**Cuadro 5**  
**Salidas de regresión de la estimación de los modelos FMOLS y CCR**

Variables	Balanza fiscal primaria en relación al PIB	Balanza fiscal primaria en relación al PIB	Gasto público primario del SPNF en relación al PIB	Gasto público primario del SPNF en relación al PIB
	FMOLS	CCR	FMOLS	CCR
	(1)	(2)	(3)	(4)
Formación bruta de capital fijo en relación al PIB	0.609*** (0.124)	0.588*** (0.124)	-0.213*** (0.0667)	-0.232*** (0.0711)
Índice de tipo de cambio real multilateral (base 2003=100)	0.0894*** (0.0248)	0.116*** (0.0258)	-0.0907*** (0.0134)	-0.0876*** (0.0140)
Balanza comercial en relación al PIB	0.294*** (0.0862)	0.264*** (0.0857)	-0.157*** (0.0465)	-0.184*** (0.0510)
Constante	-17.02*** (3.901)	-19.67*** (2.953)	26.51*** (1.486)	26.12*** (1.494)
Variable exógena: índice de precios internacionales de los <i>commodities</i>	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables dicotómicas temporales	Sí	Si	Si	Si
Observaciones	107	107	107	107
R-cuadrado	0.700	0.721	0.693	0.718

Errores estándar en paréntesis y niveles de significancia: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

Además, los coeficientes de regresión del tipo de cambio real multilateral y de la formación bruta de capital fijo del sector privado son estadísticamente significativos y presentan los signos correctos; por tanto, sus interpretaciones son similares a las señaladas en la sección anterior.

#### 4.6. Resultados de los modelos VEC

Dado que, existe la posibilidad de que cada una de las variables en estudio sean variables endógenas, o que se determinen a partir de la interdependencia recursiva de las otras variables, se decidió estimar modelos VEC. Los resultados de las pruebas de rezagos óptimos se aprecian en el anexo D, y los de las pruebas de Johansen (1988, 1991) con constante o no, con tendencia o no, y sin ningún término determinístico, se aprecian en el anexo E.

Por otra parte, los resultados indican que no existe ni una sola relación de cointegración estadísticamente significativa ni al p-valor de 0.10, cuando la variable más endógena del sistema es la balanza comercial. Asimismo, las pruebas de cointegración de Johansen sugieren que existe al menos una relación de cointegración estadísticamente significativa hasta un p-valor del 0.10, cuando las variables más endógenas del sistema son la balanza fiscal primaria y el gasto público primario.

El Cuadro 6 muestra los resultados de los modelos VEC, donde las columnas (1) y (3) corresponden a regresiones con la balanza comercial como variable más endógena. Aunque se incluyen por transparencia, estas regresiones confirman la ausencia de cointegración entre las variables, evidenciada por la no significancia de los coeficientes de regresión asociados a los términos de corrección de error, al resultado fiscal primario y al gasto público primario.

En las salidas de regresión (2) y (4) es interesante apreciar cómo la balanza fiscal primaria y el gasto público primario se asocian con los movimientos de la balanza comercial. Un decaimiento del 1% en la balanza comercial se asocia con una reducción del 0.27% en la balanza fiscal primaria, y un aumento del 0.13% en el gasto público fiscal primario. Asimismo, los coeficientes de regresión del tipo de cambio real y la formación bruta de capital fijo del sector privado presentan los signos correctos, y son estadísticamente significativos. Además, los coeficientes de regresión de los términos de corrección de error de las salidas (2) y (4) presentan signos negativos y son estadísticamente significativos, denotando que a largo plazo el sistema se estabiliza y tiende a un equilibrio.

**Cuadro 6**  
**Resultados de la estimación del modelo VEC**

Variables	Balanza comercial en relación al PIB	Balanza fiscal primaria en relación al PIB	Balanza comercial en relación al PIB	Gasto público primario en relación al PIB
	(1)	(2)	(3)	(4)
Balanza fiscal primaria	3,73***			
	0,31			
Balanza comercial en relación al PIB		0,27***		-0,13***
		0,06		0,05
Gasto público primario en relación al PIB			-7,63***	
			0,68	
Índice de tipo cambio real multilateral	-0,35***	0,09***	-0,63***	-0,08***
	0,07	0,017	0,12	0,013
Formación bruta de capital fijo en relación al PIB	-1,90***	0,51***	-0,66	-0,08
	0,34	0,08	0,47	0,06
Constante	0,60	21,90***	195,9***	+26,24***
	0,71	2,48	22,08	1,78
Término de corrección de errores	-0,02	-0,87***	-0,007	-0,86***
	0,03	0,081	0,02	0,08
<b>Variables exógenas</b>				
Índice de precios de <i>commodities</i>	-0,005	-0,05	-0,01	-0,001
	0,007	0,005	0,01	0,736
Variables dicotómicas temporales	Si	Si	Si	Si
R-cuadrado	0,04	0,67	0,04	0,62
RMSE	262,33	180,57	262,715	1,37
AIC	16,66	16,66	16,15	16,15
Observaciones	107	107	107	107

Error estándar entre paréntesis \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

#### 4.7. Resultados de los modelos NARDL

El último conjunto de resultados a detallar subyace a la estimación de los efectos asimétricos de los movimientos de la balanza comercial asociados a movimientos en la balanza fiscal primaria como variable dependiente. Esto debido a que los anteriores resultados denotaron que esta relación de cointegración de largo plazo es estadísticamente significativa a p-valores inferiores al 0.10.

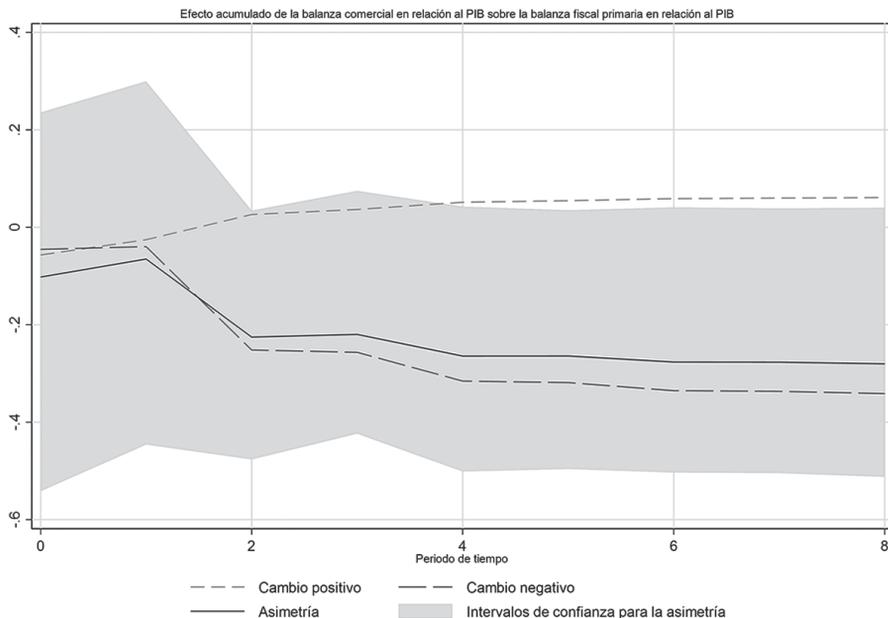
En ese sentido, los resultados de las estimaciones plasmadas en el Cuadro 7 denotan que un incremento en 1% de la balanza comercial se asocia con un aumento de la balanza fiscal primaria en un 0.06% (estadísticamente no significativo); mientras que una disminución de la balanza comercial se relaciona con una reducción del 0.34% en la balanza fiscal primaria (resultado estadísticamente significativo que se observa en el Gráfico 5).

**Cuadro 7**  
**Resultados del modelo asimétrico NARDL-EC: impacto de la balanza comercial sobre la balanza fiscal primaria**

Variables	Asimetría de largo plazo						Asimetría de corto plazo
	Efecto de largo plazo (+)			Efecto de largo plazo (-)			
	Coefficiente	Estadístico F	P>F	Coefficiente	Estadístico F	P>F	P>F
Formación bruta de capital fijo en relación al PIB	0,417	2,002	0,161	-0,455	10,98	0,001	0,984
Índice de tipo de cambio real multilateral	0,291	10,61	0,002	-0,041	0,293	0,59	0,915
Balanza comercial en relación al PIB	0,062	0,1825	0,67	-0,344	5,46	0,022	0,929
Diagnóstico del modelo							
Test estadísticos	Estadísticos					P-valor	
Test Portmanteau hasta 40 rezagos (chi2)	83,41					0,052	
Test de Heterocedasticidad de Breusch/Pagan (chi2)	1,2					0,273	
Test de normalidad de Jarque-Bera	2,738					0,051	

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

**Gráfico 5: Shocks asimétricos de movimientos de la balanza comercial sobre el balance fiscal primario**



Nota: Intervalos de confianza al 95% obtenidos por bootstrap a partir de 100 replicaciones

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

De igual forma, en el Cuadro 8 se visualizan los resultados de la estimación del modelo NARDL, que muestra cómo el gasto público primario responde a los movimientos de la balanza comercial. En ese sentido, los resultados sugieren que un aumento en 1% en la balanza comercial se asocia con una disminución del 0.11% del gasto público primario. Mientras que una disminución de la balanza comercial en 1% se asocia con un aumento del gasto público primario en 0.18%.

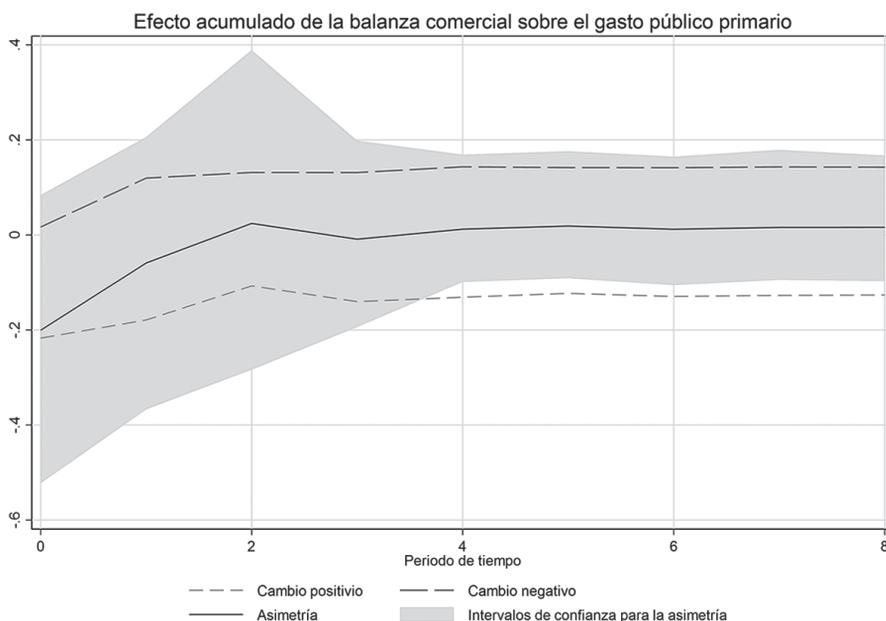
**Cuadro 8**  
**Resultados del modelo asimétrico NARDL-EC: impacto de la**  
**balanza comercial sobre el gasto público primario**

Variables	Asimetría de largo plazo						Asimetría de corto plazo
	Efecto de largo plazo (+)			Efecto de largo plazo (-)			
	Coefficiente	Estadístico F	P>F	Coefficiente	Estadístico F	P>F	P>F
Formación bruta de capital fijo en relación al PIB	0,083	0,262	0,610	0,172	7,093	0,01	0,01
Índice de tipo de cambio real multilateral	-0,114	5,257	0,025	-0,007	0,030	0,863	0,892
Balanza comercial en relación al PIB	-0,127	3,82	0,054	0,143	3,502	0,07	0,381
Diagnósticos del modelo							
Test	Estadísticos					P-valor	
Test Portmanteau hasta 40 rezagos (chi2)	51,97					0,100	
Test de Heterocedasticidad de Breusch/Pagan (chi2)	0,3492					0,554	
Test de normalidad de Jarque-Bera	67,94					0,000	

Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

Los efectos asimétricos del gasto público fiscal primario ante los movimientos al alza o baja de la balanza comercial se observan en el Gráfico 6. Por una parte, a partir de las líneas verdes se rastrea el efecto en el gasto público primario asociado a un incremento de la balanza comercial. Al respecto, se aprecia que, en primera instancia, dada una subida de la balanza comercial, el gasto público primario incrementa hasta el periodo 2, a partir del cual comienza a disminuir hasta el cuarto periodo, y luego se estabiliza y tiende al equilibrio. Por otra parte, a partir de las líneas rojas se rastrea cómo el gasto público primario se asocia con una disminución de la balanza comercial. Específicamente, una disminución de la balanza comercial se relaciona con un aumento del gasto público hasta el primer trimestre, y a partir de ese trimestre en adelante tiende al equilibrio.

**Gráfico 6: Shocks asimétricos de movimientos de la balanza comercial sobre el gasto público primario**



Fuente: Elaboración propia con datos de UDAPE e INE.

Nuevamente, la evidencia empírica sugiere que, el sector público no financiero de Bolivia incrementó su gasto público primario y su déficit primario a raíz del déficit en balanza comercial, que aconteció por la desaceleración de las exportaciones y el incremento de las importaciones. Probablemente con la finalidad de evitar una caída estrepitosa de la demanda agregada boliviana, el Gobierno, a través del SPNF, impulsó un mayor gasto público primario, lo que dio lugar a un déficit fiscal que sirvió de amortiguador e incluso de impulsor de la actividad económica; aunque, como remarcan algunos analistas como Chávez (2024), esto no es sostenible.

## 5. Conclusiones

Las balanzas macroeconómicas, comercial y fiscal primaria, en el caso boliviano, han exhibido una considerable correlación a lo largo del ciclo económico boliviano durante el periodo

1995 a 2021. En las fases de ralentización de la tasa de crecimiento económico, ocurridas entre 1995-2004 y 2015-2021, los déficits en las balanzas comercial y fiscal primaria aparecen de forma recurrente. De igual forma, en las fases de aceleración de la tasa de crecimiento económico, emergen los superávits en las balanzas fiscal primaria y comercial. Estos indicios llevan a preguntarse: ¿cuál de las balanzas, la comercial o la fiscal primaria, está condicionando los movimientos de la otra?

Los resultados hallados a partir de las estimaciones macroeconómicas ganan robustez debido a que se sustentan entre sí, dando soporte a la hipótesis de los déficits gemelos reversos. Una disminución en la balanza comercial, que pudiera traducirse en un déficit, antecede a una disminución en la balanza fiscal primaria, que también pudiera traducirse en déficit. De igual manera, se identificó que un decremento de la balanza comercial antecede a un incremento del gasto público primario, debido a que el gobierno central utiliza su gasto con el fin de amortiguar la caída de la demanda y la producción agregada.

Estos hallazgos son similares a los encontrados por Saavedra-Caballero y Villca (2024), quienes sustentaron el cumplimiento de la hipótesis de los déficits gemelos reversos a partir del análisis de datos anuales de Bolivia de 1960 a 2019, mediante la aplicación de un modelo de equilibrio general dinámico estocástico y un modelo de vectores autorregresivos estructural. Ellos enfatizan en que el shock de la caída de precios internacionales de los recursos naturales genera una disminución del valor de las exportaciones, y dado el tipo de cambio apreciado, las importaciones continúan su curso de ascenso. Asimismo, la disminución del valor de las exportaciones, también impacta en la recaudación de ingresos del SPNE, y además, dados los compromisos estatales y el mantenimiento de la estabilidad macroeconómica, el Gobierno expande el gasto público. De esta forma, se produce un déficit en la balanza comercial, que induce a un déficit en el resultado fiscal primario del SPNE.

Estos resultados son congruentes con el contexto macroeconómico boliviano, ya que, por ejemplo, en los periodos 1995-2004 y 2015-2021, cuando el precio internacional de los recursos naturales se redujo y al mismo tiempo las reservas de estos recursos se agotaban, se generó un menor nivel de exportaciones. A su vez, las importaciones se vieron favorecidas por periodos de apreciación cambiaria real; esto último es cierto durante 2011 y 2021, dado

el tipo de cambio nominal fijo, que en parte ocasionó un tipo de cambio real apreciado. El resultado final es una balanza comercial a la baja, que se tradujo en una balanza deficitaria.

Dado ese contexto de captación de menores ingresos por impuestos y aranceles a las exportaciones, y conjuntamente, teniendo en cuenta que el sector público no financiero adquirió obligaciones en cuanto a subvenciones de hidrocarburos, maíz, trigo y arroz, políticas de redistribución y fomento del empleo, y la creación de empresas estratégicas a partir del año 2006, se dio lugar a una expansión del gasto público primario, que se tradujo en un déficit fiscal, con el fin de evitar una caída abrupta de la demanda agregada que merme el bienestar económico y social.

*Fecha de recepción: 5 de enero de 2025.*

*Fecha de aceptación: 14 de marzo de 2025.*

## Referencias

1. Afonso, A., Huart, F., Tovar Jalles, J. y Stanek, P. (2022). Twin deficits revisited: A role for fiscal institutions? *Journal of International Money and Finance*, 121, 102506.
2. Anoruo, E. y Ramchander, S. (1998). Current account and fiscal deficits: Evidence from five developing economies of Asia. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 487-501.
3. Baum, C. F., Hurn, S. y Otero, J. (2021). The dynamics of U.S. industrial production: A time-varying Granger causality perspective. *Econometrics and Statistics*, 33, 13-22.
4. Baxter, M. (1995). *International Trade and Business Cycles* (Working Paper 5025). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5025>
5. Boughton, J. M. (2002). *On the Origins of the Fleming-Mundell Model* (SSRN Scholarly Paper 879833). <https://papers.ssrn.com/abstract=879833>
6. Chávez, G. (2024). *Acuerdos internacionales y sus beneficios desde el ámbito económico. De primera mano*. <https://www.facebook.com/fmlapaz96.7/videos/1117353772678108>
7. Clemente, J, Montañés, A. y Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175-182. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)
8. Corsetti, G. y Müller, G. J. (2006). Twin deficits: Squaring theory, evidence and common sense. *Economic Policy*, 21(48), 598-638.
9. Dos Santos, C. y Macedo e Silva, C. (2010). *Revisiting "New Cambridge": The Three Financial Balances in a General Stock-flow Consistent Applied Modeling Strategy* (Working Paper 594) Levy Economics Institute.
10. El-Khishin, S. y El-Saeed, J. (2021). The Twin Deficit Hypothesis in the MENA Region: Do Geopolitics Matter? *Economics*, 9(3), 124.
11. Godley, W. y Lavoie, M. (2012). A More Advanced Open Economy Model. En W. Godley y M. Lavoie (eds.), *Monetary Economics: An Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth* (pp. 445-492). Palgrave Macmillan, UK.
12. Gonzáles, R. y Molina, J.M. (2017). Sobre la graduación de la prociclicidad fiscal: el caso de Bolivia. *Revista latinoamericana de desarrollo económico*, 14(27), 39-56. <https://doi.org/10.35319/lajed.20162751>

13. Hassan, M.S., Wajid, A., Mahmood, H. y Shahbaz, M. (2015). Testing Relevance of Twin Deficit for a Transition Economy Like Pakistan. *Transylvanian Review of Administrative Sciences*, 11(46), 91-106.
14. Jemio, L.C. (2019). El sector fiscal durante el ciclo económico. En G. Dufner, B.C. Muriel e I. Velásquez (eds.), *Evaluación de la economía y del desarrollo en Bolivia: Avances, retrocesos y perspectivas* (pp. 73-92). Fundación Konrad Adenauer Stiftung (KAS) y Fundación INESAD.
15. ----- (2023). La caída de las RIN en Bolivia durante el periodo 2015-2022. En L. C. Jemio y J. A. Morales (eds.), *2023: Riesgos de crisis cambiaria* (pp. 11-62). Fundación Vicente Pazos Kanki.
16. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
17. ----- (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
18. ----- (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
19. Johansen, S., y Schaumburg, E. (1998). Likelihood analysis of seasonal cointegration. *Journal of Econometrics*, 88(2), 301–339.
20. Johansen, S. y Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
21. Kim, C.-H. y Kim, D. (2006). Does Korea have twin deficits? *Applied Economics Letters*, 13(10), 675-680.
22. Kim, S., & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. *Journal of International Economics*, 74(2), 362-383.
23. Lanteri, L.N. (2015). Términos del intercambio y desequilibrios gemelos: evidencia para Argentina. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, 13(23), 9-26.
24. Lütkepohl, H. (2005a). Estimation of Vector Error Correction Models. En H. Lütkepohl (ed.), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (pp. 269-324). Springer.

25. ----- (2005b). Specification of VECMs. En H. Lütkepohl (ed.), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (pp. 325-352). Springer.
26. Machicado, C.G. (2018). De las causas próximas a las causas profundas del crecimiento económico de Bolivia entre 1950 y 2015. *Development Research Working Paper Series N°9*. Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz
27. Magazzino, C. (2012). The Twin Deficits phenomenon: Evidence from Italy. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 33(3), 65-80.
28. Mankiw, N. G. (2014). *Macroeconomía*. Barcelona: Antoni Bosch.
29. Medinaceli, M. (2021). Breve análisis y prospectiva de la industria del gas natural boliviano: 1980-2021. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*, 19(36), 169-226.
30. Mehta, D. y Mallikarjun, M. (2023). Impact of fiscal deficit and trade openness on current account deficit in India: New evidence on twin deficits hypothesis. *Economics*, 24(2), 172-188.
31. Murshed, M. y Nijhum, N.K. (2019). *The Fiscal and Current Account Imbalances: An Empirical analysis of the Twin Deficits Hypothesis in Bangladesh*. MPRA Paper 97115, University Library of Munich, Germany.
32. Ncanywa, T. y Letsoalo, T.E. (2019). Which among twin deficits hypothesis, twin divergence, and Ricardian's equivalence hold in a developing country? *Journal of Public Affairs*, 19(1)e1904.
33. Nikiforos, M., Carvalho, L. y Schoder, C. (2015). "Twin deficits" in Greece: In search of causality. *Journal of Post Keynesian Economics*, 38(2), 302-330.
34. Nkoro, E. y Uko, A.K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 1-3.
35. Ouliaris, S., Pagan, A. y Restrepo, J. (2018). *Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions*. Eviews press.
36. Panousis, K.P. y Koukouritakis, M. (2020). Twin Deficits: Evidence from Portugal, Italy, Spain and Greece. *Intereconomics*, 55(5), 332-338.
37. Park, J.Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119-143.

38. Pantelidis, P., Trachanas, E., Athanasenas, A.L. y Katrakilidis, C. (2009). On the Dynamics of the Greek Twin Deficits: Empirical evidence over the period 1960-2007. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research (IJBESAR)*, 2(2), 9-32.
39. Pesaran, M.H. (1997). The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run. *The Economic Journal*, 107(440), 178-191.
40. Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1995). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *Cambridge Working Papers in Economics*, N° 9514.
41. Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
42. Phillips, P.C.B. y Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
43. Phillips, P.C.B., Shi, S. y Yu, J. (2015b). Testing for multiple bubbles: Limit theory of real-time detectors. *International Economic Review*, 56(4), 1079-1134
44. Puig, J.P. (2015). Multiplicador del gasto público en Bolivia: una primera aproximación. *Revista latinoamericana de desarrollo económico*, 13(24), 47-78.
45. Rahman, M. y Mishra, B. (1992). Cointegration of U.S. budget and current account deficits: Twins or strangers? *Journal of Economics and Finance*, 16(2), 119-127.
46. Saavedra-Caballero, F. y Villca, A. (2024). Examining the existence of twin deficits in Bolivia. *International Journal of Emerging Markets*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-01-2023-0043>
47. Şen, H. y Kaya, A. (2020). Are the Twin or Triple Deficits Hypotheses Applicable to Post-Communist Countries? *Panoeconomicus*, 67(4), 465-489.
48. Senadza, B. y Aloryito, G. (2016). The twin deficits hypothesis: Evidence from Ghana. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, 9(3), 55-62.
49. Shin, Y. y Pesaran, M.H. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. En S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th century* (pp. 371-413). Cambridge University Press.
50. Shin, Y. y Schmidt, P. (1992). The KPSS stationarity test as a unit root test. *Economics Letters*, 38(4), 387-392. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(92\)90023-R](https://doi.org/10.1016/0165-1765(92)90023-R)
51. Shin, Y., Yu, B. y Greenwood-Nimmo, M. (2013). *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework* (SSRN Scholarly Paper 1807745).

52. Sobrino, C.R. (2013). The twin deficits hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 18(34), 9-15.
53. Summers, L.H. (1988). Tax Policy and International Competitiveness. En *International Aspects of Fiscal Policies, NBER Chapters*, pp. 349-386.
54. Tanizaki, H. (2001). Asymptotically Exact Confidence Intervals of Cusum and Cusumsq Tests: A Numerical Derivation Using Simulation Technique. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 24(4) 1019-1036. <https://doi.org/10.1080/03610919508813291>
55. Toda, H.Y. y Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
56. UDAPE (1999). *Bolivia: evaluación de la economía 1999*. Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE).
57. Ugarte, D. (2016). The cyclicity of fiscal policy in Bolivia. *Bolivian Economic Research Papers*, 1(2), 1-40.
58. Valdivia Coria, J. y Carlo Santos, J. (2021). Efectos de la inversión pública y privada en el crecimiento económico de Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 34(1), 55-86.
59. Vamvoukas, G.A. (1999). The twin deficits phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9), 1093-1100. <https://doi.org/10.1080/000368499323571>
60. Wheeler, M. (1999). The macroeconomic impacts of government debt: An empirical analysis of the 1980s and 1990s. *Atlantic Economic Journal*, 27(3), 273-284.
61. Zubaidi, A., Lau, E. y Khalid, A. (2005). Testing Twin Deficits Hypothesis: Using VARs and Variance Decomposition. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(3), 331-354.

## Anexo A

### Anexo A.1: Pruebas de raíz unitaria y estacionariedad (series en niveles)

**Cuadro A.1.1:**  
**Prueba de raíz unitaria Dickey Fuller por mínimos**  
**cuadrados generalizados (series en niveles)**

Variables	Rezago	DFGLS (tau)	1%	5%	10%	Tendencia y / constante	Decisión	Conclusión
Balanza comercial	4	-1.246	-3.570	-2.968	-2.681	Tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.522	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-1.483	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.680	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	-1.137	-2.599	-2.082	-1.778	Sin tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.374	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-1.344	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.518	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
Balanza fiscal primaria	4	-1.699	-3.570	-2.968	-2.681	Tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.695	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-1.817	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-2.512	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	-1.048	-2.599	-2.082	-1.778	Sin tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.038	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-1.184	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.921	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria

Variables	Rezago	DFGLS (tau)	1%	5%	10%	Tendencia y / constante	Decisión	Conclusión
Índice de tipo de cambio real multilateral	4	-1.421	-3.570	-2.968	-2.681	Tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.747	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-1.802	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.696	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	0.613	-2.599	-2.082	-1.778	Sin tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	0.192	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	0.128	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	0.246	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
Índice de precios internacionales de commodities	4	-1.983	-3.570	-2.968	-2.681	Tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-2.020	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-2.380	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-2.974	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	-0.350	-2.599	-2.082	-1.778	Sin tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-0.382	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-0.639	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.057	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria

¿Qué precede a qué? Relación entre el resultado fiscal y la balanza comercial:  
evidencia empírica de déficits gemelos reversos durante 1995-2021

Variables	Rezago	DFGLS (fau)	1%	5%	10%	Tendencia y/ constante	Decisión	Conclusión
Gasto corriente del SPNF	4	-1.966	-3.570	-2.968	-2.681	Tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.966	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-2.094	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-2.959	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	-0.768	-2.599	-2.082	-1.778	Sin tendencia	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-0.776	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-0.909	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-1.588	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
Formación bruta de capital fijo	4	-2.246	-3.570	-2.968	-2.681		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-2.384	-3.570	-2.988	-2.700		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-2.568	-3.570	-3.007	-2.717		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-2.466	-3.570	-3.024	-2.732		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	4	-1.827	-2.599	-2.082	-1.778		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	3	-1.947	-2.599	-2.094	-1.789		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	2	-2.105	-2.599	-2.105	-1.799		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria
	1	-2.041	-2.599	-2.115	-1.808		No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.1.2:**  
**Prueba de estacionariedad KPSS (variables en niveles)**

Variables	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	1%	2,50%	5%	10%	Modalidad	Decisión
Balanza comercial	0,976	0,669	0,513	0,419	0,22	0,18	0,15	0,12	Tendencia	La serie es no estacionaria
	1,14	0,781	0,599	0,489	0,74	0,57	0,46	0,35	Sin tendencia	La serie es no estacionaria
Balanza fiscal primaria	0,722	0,513	0,4	0,331	0,22	0,18	0,15	0,12	Tendencia	La serie es no estacionaria
	1,01	0,712	0,555	0,46	0,74	0,57	0,46	0,35	Sin tendencia	La serie es no estacionaria
Índice de tipo de cambio real multilateral	0,983	0,665	0,506	0,412	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	La serie es no estacionaria
	4,04	2,72	2,07	1,67	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	La serie es no estacionaria
Índice de precios internacionales de <i>commodities</i>	0,723	0,503	0,395	0,331	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	La serie es no estacionaria
	3,34	2,29	1,77	1,46	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	La serie es no estacionaria
Gasto corriente del SPNF	0,631	0,461	0,362	0,301	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	La serie es no estacionaria
	1,65	1,18	0,923	0,765	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	La serie es no estacionaria
Formación bruta de capital fijo	0,485	0,337	0,262	0,217	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	La serie es no estacionaria
	1,1	0,76	0,589	0,486	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	La serie es no estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.1.3:**  
**Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews (variables en niveles)**

Variables	Minimum t-statistic	1%	5%	10%	Outliers	Modalidad
Balanza comercial	-4,128	-5,34	-4,8	-4,58	2013q2	Constante
	-3,315	-4,93	-4,42	-4,11	2006q4	Tendencia
Balanza fiscal primaria	-3,539	-5,34	-4,8	-4,58	2004q2	Constante
	-3,299	-4,93	-4,42	-4,11	2012q2	Tendencia
Índice de tipo de cambio real multilateral	-3,981	-5,34	-4,8	-4,58	2002q4	Constante
	-3,663	-4,93	-4,42	-4,11	2005q1	Tendencia
Índice de precios internacionales de <i>commodities</i>	-4,316	-5,34	-4,8	-4,58	2014q3	Constante
	-3,469	-4,93	-4,42	-4,11	2008q1	Tendencia
Gasto corriente del SPNF	-3,748	-5,34	-4,8	-4,58	2003q2	Constante
	-3,513	-4,93	-4,42	-4,11	2008q1	Tendencia
Formación bruta de capital fijo	-5,33	-5,34	-4,8	-4,58	1999q2	Constante
	-2,98	-4,93	-4,42	-4,11	2003q2	Tendencia

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.1.4:**  
**Prueba de raíz unitaria de Clemente, Montañez y Reyes (series en niveles)**

Variables	Valor estimado	Valores críticos		Outlier 1	Outlier 2	Prueba	Decisión	Conclusión
		1%	5%					
Balanza comercial	-5,4	-6,07	-5,49	2002q2	2014q1	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-5,2	-6,07	-5,49	2003q1	2014q4	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
Balanza fiscal primaria	-3,236	-6,07	-5,49	2015q2	2019q4	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-4,529	-6,07	-5,49	2004q1	2016q1	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
Índice de tipo de cambio real multilateral	-3,808	-6,07	-5,49	2002q2	2007q4	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-4,02	-6,07	-5,49	2009q2	2015q2	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
Índice de precios internacionales de commodities	-3,893	-6,07	-5,49	2005q1	2014q1	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-5,9	-6,07	-5,49	2006q1	2015q2	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
Gasto corriente del SPNF	-4,319	-6,07	-5,49	2003q4	2013q3	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-3,178	-6,07	-5,49	2004q3	2013q4	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
Formación bruta de capital fijo	-3,927	-6,07	-5,49	1998q4	2006q3	Prueba innovacional de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria
	-3,767	-6,07	-5,49	1999q3	2009q1	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	No rechazar Ho	La serie tiene raíz unitaria y no es estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

**Anexo A.2: Pruebas de raíz unitaria y estacionariedad (series en primeras diferencias)**

**Cuadro A.2.1:  
Prueba de raíz unitaria Dickey Fuller por mínimos cuadrados generalizados (series en primeras diferencias)**

Variables	Rezago	DFGLS (tau)	1%	5%	10%	Tendencia y/ constante	Decisión
Balanza comercial	4	-4.525	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-6.142	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-5.991	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-7.956	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-4.370	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.973	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-5.864	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-7.834	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho
Balanza fiscal corriente	4	-4.710	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.514	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-7.549	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-11.865	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-4.419	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.242	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-7.293	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-11.613	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho
Índice de tipo de cambio real multilateral	4	-3.874	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.380	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-4.761	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-5.161	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-3.744	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.214	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-4.654	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-5.069	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho

¿Qué precede a qué? Relación entre el resultado fiscal y la balanza comercial:  
evidencia empírica de déficits gemelos reversos durante 1995-2021

Variables	Rezago	DFGLS (tau)	1%	5%	10%	Tendencia y / constante	Decisión
Índice de precios internacionales de commodities	4	-4.421	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.451	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-6.508	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-6.665	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-4.391	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.420	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-6.482	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-6.649	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho
Gasto corriente del SPNF	4	-5.536	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-6.064	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-8.146	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-12.573	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-4.494	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.173	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-7.252	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-11.729	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho
Formación bruta de capital fijo	4	-4.892	-3.572	-2.969	-2.683	Tendencia	Rechazar Ho
	3	-5.390	-3.572	-2.990	-2.701		Rechazar Ho
	2	-6.060	-3.572	-3.009	-2.719		Rechazar Ho
	1	-6.906	-3.572	-3.026	-2.734		Rechazar Ho
	4	-4.113	-2.599	-2.083	-1.779	Sin tendencia	Rechazar Ho
	3	-4.678	-2.599	-2.095	-1.790		Rechazar Ho
	2	-5.421	-2.599	-2.107	-1.801		Rechazar Ho
	1	-6.355	-2.599	-2.117	-1.810		Rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.2.2:**  
**Prueba de estacionariedad KPSS (series en primeras diferencias)**

Variables	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 3	Rezago 4	1%	2,50%	5%	10%	Modalidad	Decisión
Balanza comercial	0,501	0,0554	0,0574	0,0653	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,107	0,118	0,123	0,139	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho
Balanza fiscal corriente	0,028	0,0359	0,0405	0,0473	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,0328	0,042	0,0473	0,0552	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho
Índice de tipo de cambio real multilateral	0,12	0,102	0,094	0,0939	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,16	0,136	0,126	0,125	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho
Índice de precios internacionales de <i>commodities</i>	0,0513	0,0475	0,0496	0,0541	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,0495	0,0458	0,0479	0,0522	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho
Gasto corriente del SPNF	0,0275	0,0423	0,0441	0,051	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,0269	0,0414	0,0432	0,0499	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho
Formación bruta de capital fijo	0,0614	0,0626	0,0673	0,0718	0,216	0,176	0,146	0,119	Tendencia	No rechazar Ho
	0,0705	0,0717	0,077	0,0818	0,739	0,574	0,463	0,347	Sin tendencia	No rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.2.3:**  
**Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews (series en primeras diferencias)**

Variables	Minimum t-statistic	1%	5%	10%	Outliers	Modalidad	Decisión
Balanza comercial	-7,173	-5,34	-4,8	-4,58	2013q2	Constante	Rechazar Ho
	-7,02	-4,93	-4,42	-4,11	2000q3	Tendencia	Rechazar Ho
Balanza fiscal corriente	-13,019	-5,34	-4,8	-4,58	2003q1	Constante	Rechazar Ho
	-12,864	-4,93	-4,42	-4,11	2004q3	Tendencia	Rechazar Ho
Índice de tipo de cambio real multilateral	-7,043	-5,34	-4,8	-4,58	2007q3	Constante	Rechazar Ho
	-5,917	-4,93	-4,42	-4,11	2015q1	Tendencia	Rechazar Ho
Índice de precios internacionales de <i>commodities</i>	-7,571	-5,34	-4,8	-4,58	2008q3	Constante	Rechazar Ho
	-6,896	-4,93	-4,42	-4,11	2017q4	Tendencia	Rechazar Ho
Gasto corriente del SPNF	-13,55	-5,34	-4,8	-4,58	2008q4	Constante	Rechazar Ho
	-13,248	-4,93	-4,42	-4,11	2003q2	Tendencia	Rechazar Ho
Formación bruta de capital fijo	-12,138	-5,34	-4,8	-4,58	1999q2	Constante	Rechazar Ho
	-11,925	-4,93	-4,42	-4,11	1999q3	Tendencia	Rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.2.4:**  
**Prueba de raíz unitaria de Clemente, Montañez y**  
**Reyes (series en primeras diferencias)**

Variables	Valor estimado	Valores críticos		Outliers 1	Outliers 2	Prueba	Conclusión
		1%	5%				
Balanza comercial	-7,12	-6,07	-5,49	1999q1	2007q3	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-9,288	-6,07	-5,49	1998q4	2007q2	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
Balanza fiscal corriente	-12,818	-6,07	-5,49	2012q3	2019q4	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-6,5	-6,07	-5,49	2015q2	2019q4	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
Índice de tipo de cambio real multilateral	-8,087	-6,07	-5,49	2007q4	2008q3	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-5,5	-6,07	-5,49	2007q2	2008q2	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
Índice de precios internacionales de <i>commodities</i>	-5,7	-6,07	-5,49	2008q3	2011q3	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-5,7	-6,07	-5,49	2002q3	2008q2	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
Gasto corriente del SPNF	-13,366	-6,07	-5,49	2015q3	2019q4	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-7,819	-6,07	-5,49	2015q2	2019q4	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
Formación bruta de capital fijo	-5,6	-6,07	-5,49	1999q1	2020q1	Prueba innovación de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria
	-10,013	-6,07	-5,49	1998q4	2019q4	Prueba aditiva de raíz unitaria para valores atípicos	La serie no tiene raíz unitaria y es estacionaria

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo B

**Cuadro B.1:**  
**Test para cointegración de Engle-Granger**

Test para cointegración Engle-Granger							
Modelo	Valores estimados	Test estadístico	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 10%	Término de corrección de errores	
						Coef	P-valor
Modelo 1: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y balanza fiscal primaria	Z(t)	-4,700	-4.816	-4.202	-3.889	-0.0255719	0.783
Modelo 2: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial.	Z(t)	-9,652	-4.816	-4.202	-3.890	-0,922	0,002
Modelo 3: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	Z(t)	-4,787	-4.816	-4.202	-3.891	-.0460342	0,48
Modelo 4: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial	Z(t)	-9,529	-4.816	-4.202	-3.892	-1,2	0,0001

Nota. - Valores críticos de MacKinnon (1990, 2010)

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo C

**Cuadro C.1:**  
Rezagos óptimos de las variables para la estimación de los modelos ARDL-EC

Modelo	Rezagos óptimos			
Modelo 1: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y balanza fiscal primaria	Balanza comercial	Tipo de cambio real multilateral	Formación bruta de capital fijo privado	Balanza fiscal primaria
	1	0	1	0
Modelo 2: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial.	Balanza fiscal primaria	Formación bruta de capital fijo privado	Tipo de cambio real multilateral	Balanza comercial
	2	0	0	0
Modelo 3: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	Balanza comercial	Tipo de cambio real multilateral	Formación bruta de capital fijo privado	Gasto público primario
	1	0	1	0
Modelo 4: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial	Gasto público primario	Formación bruta de capital fijo privado	Tipo de cambio real multilateral	Balanza comercial
	2	0	0	0

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro C.2:**  
Test de bandas de cointegración para la estimación de modelos ARDL-EC: estadístico F

Test de bandas de cointegración de Pesaran y Shin								
Modelo 1: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y balanza fiscal primaria	H0: Ningún nivel de cointegración				F		5,041	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
	2.01	3.10	2.45	3.63	2.87	4.16	3.42	4.84
Modelo 2: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital, tipo de cambio real multilateral, y balanza comercial.	H0: Ningún nivel de cointegración				F		7,372	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
	2.37	3.20	2.79	3.67	3.15	4.08	3.65	4.66
Modelo 3: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo, y gasto público primario	H0: Ningún nivel de cointegración				F		5,239	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
	2.01	3.10	2.45	3.63	2.87	4.16	3.42	4.84
Modelo 4: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo, tipo de cambio real multilateral, y balanza comercial	H0: Ningún nivel de cointegración				F		8,818	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01
	2.97	3.74	3.38	4.23	3.80	4.68	4.30	5.23

Nota. Valores críticos (0.1 – 0.01), caso estadísticos F, tomados de Pesaran, Shin y Smith (2001).

Aceptar H0 si F < valor crítico para los regresores I(0)

Rechazar H0 si F > valor crítico para los regresores I(1)

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro C.3:**  
**Test de bandas de cointegración para la estimación**  
**de modelos ARDL-EC: estadístico t**

Test de bandas de cointegración de Pesaran y Shin									
Modelo 1: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y balanza fiscal primaria	H0: Ningún nivel de cointegración					t		-3.87	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01	
	-1.62	-3.00	-1.95	-3.33	-2.24	-3.64	-2.58	-3.97	
Modelo 2: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial.	H0: Ningún nivel de cointegración					t		-5.68	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01	
	-2.57	-3.46	-2.86	-3.78	-3.13	-4.05	-3.43	-4.37	
Modelo 3: Balanza comercial, tipo de cambio real multilateral, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	H0: Ningún nivel de cointegración					t		-4.14	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01	
	-1.62	-3.00	-1.95	-3.33	-2.24	-3.64	-2.58	-3.97	
Modelo 4: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo, tipo de cambio real multilateral y balanza comercial	H0: Ningún nivel de cointegración					t		-5.86	
	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	[L_0]	[L_1]	
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_025	L_025	L_01	L_01	
	-3.13	-3.84	-3.41	-4.16	-3.65	-4.42	-3.96	-4.73	

Nota. Valores críticos (0.1 – 0.01), caso estadísticos t, tomados de Pesaran, Shin y Smith (2001).

Aceptar H0 si  $t <$  valor crítico para los regresores I(0)

Rechazar H0 si  $t >$  valor crítico para los regresores I(1)

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo D

**Cuadro D.1:**  
**Elección del rezago óptimo para los modelos VEC, FMOLS y CCR**

Muestra		1997q1 - 2021q4			Número de observaciones			100
Modelo	Número de rezagos	Estadísticos para elegir el rezago óptimo						
		LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
Modelo 01: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo privado y balanza fiscal	0				390423	242.265	242.687	243.307
	1	766.14	16	0.000	253.142	168.851	17.096*	17.4062*
	2	34.519	16	0.005	247.245*	16.8599*	172.395	177.978
	3	18.962	16	0.271	282.797	169.903	175.386	18.345
	4	12.404	16	0.716	346.578	171.863	179.032	189.578
Modelo 02: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0				7.5e+20	622.512	623.039	623.814
	1	949.69	25	0.000	9.2e+16	532.542	53.5705*	54.0358*
	2	69.171	25	0.000	7.7e+16*	53.0625*	536.424	544.954
	3	39.109	25	0.036	8.6e+16	531.714	540.149	552.556
	4	40.904	25	0.023	9.6e+16	532.624	543.695	559.978
Modelo 03: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	0				178201	234.422	234.843	235.464
	1	769.51	16	0.000	111.713*	16.0671*	16.278*	16.5881*
	2	17.021	16	0.384	129.975	162.169	165.965	171.548
	3	18.257	16	0.309	149.717	163.543	169.026	17.709
	4	90.657	16	0.911	189.711	165.837	173.006	183.552
Modelo 04: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0				178201	234.422	234.843	235.464
	1	769.51	16	0.000	111.713*	16.0671*	16.278*	16.5881*
	2	17.021	16	0.384	129.975	162.169	165.965	171.548
	3	18.257	16	0.309	149.717	163.543	169.026	17.709
	4	90.657	16	0.911	189.711	165.837	173.006	183.552

Nota. Estos rezagos óptimos se utilizaron cuando se desarrollaron las estimaciones VEC, FMOLS y CCR.

Fuente: Elaboración propia.

## Anexo E

**Cuadro E.1:**  
**Test para cointegración de Johansen según estadístico de traza**

Test para cointegración de Johansen							
Modelo	Constante	Incluida			Número de observaciones	107	
	Muestra	1995q2 - 2021q4			Rezagos	1	
	Rango máximo	Parm	LL	Autovalores	Estadístico de traza	Valore crítico al 5%	Valor crítico al 1%
Modelo 01: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo privado y balanza fiscal	0	4	-932		99	47.21	54.46
	1	11	-896	0.48539	28.9	29.68	35.65
	2	16	-886	0.17911	7.79	15.41	20.04
	3	19	-883	0.05144	2.14	3.76	6.65
Modelo 02: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0	4	-932		99	47.21	54.46
	1	11	-896	0.48539	28.9	29.68	35.65
	2	16	-886	0.17911	7.79	15.41	20.04
	3	19	-883	0.05144	2.14	3.76	6.65
Modelo 03: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	0	4	-897		102	47.21	54.46
	1	11	-860	0.49929	28.11	29.68	35.65
	2	16	-851	0.17470	7.56	15.41	20.04
	3	19	-847	0.05105	1.96	3.76	6.65
Modelo 04: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0	4	-897		102	47.21	54.46
	1	11	-860	0.49929	28.11	29.68	35.65
	2	16	-851	0.17470	7.56	15.41	20.04
	3	19	-847	0.05105	1.96	3.76	6.65

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro E.2:**  
**Test para cointegración de Johansen según estadístico de máximo autovalor**

Modelo	Constante	Incluida			Número de observaciones	107	
	Muestra	1995q2 - 2021q4			Rezagos	1	
	Rango máximo	Parms	LL	Autovalores	Estadístico de máximo autovalor	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%
Modelo 01: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo privado y balanza fiscal	0	4	-932		71	27.07	32.24
	1	11	-896	0.48539	21	20.97	25.52
	2	16	-886	0.17911	6	14.07	18.63
	3	19	-883	0.05144	2	3.76	6.65
Modelo 02: Balanza fiscal primaria, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0	4	-932		71	27.07	32.24
	1	11	-896	0.48539	21	20.97	25.52
	2	16	-886	0.17911	6	14.07	18.63
	3	19	-883	0.05144	2	3.76	6.65
Modelo 03: Balanza comercial, tipo de cambio real, formación bruta de capital fijo y gasto público primario	0	4	-897		74	27.07	32.24
	1	11	-860	0.49929	21	20.97	25.52
	2	16	-850	0.17470	5	14.07	18.63
	3	19	-847	0.05105	2	3.76	6.65
Modelo 04: Gasto público primario, formación bruta de capital fijo privado, tipo de cambio real y balanza comercial	0	4	-897		74	27.07	32.24
	1	11	-860	0.49929	21	20.97	25.52
	2	16	-850	0.17470	5	14.07	18.63
	3	19	-847	0.05105	2	3.76	6.65

Fuente: Elaboración propia.