



# **BANCO CENTRAL DE BOLIVIA**

## **Transmisión de los *shocks* de términos de intercambio a la balanza comercial en el corto y largo plazo\***

**Antonio Murillo Reyes**

**Documento de trabajo N.° 03/2018**

**Revisado por: José Antonio Caballero P.**

**Diciembre de 2018**

---

\* El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

## Resumen

Las mejoras de los términos de intercambio tienen diferentes efectos en el corto y largo plazo. Según Harberger (1950) términos de intercambio favorables promueven saldos comerciales superavitarios, debido a que el consumo de bienes importados suele reaccionar menos que proporcionalmente al incremento en el ingreso real, provocado por una mejor posición en el comercio internacional. De acuerdo con Sachs (1981) el resultado sobre la balanza comercial depende de la transitoriedad o permanencia del *shock* de precios relativos. La evidencia estaría a favor del resultado anterior si la ganancia de términos de intercambio fuera transitoria. En cambio, cuando ésta es permanente, el resultado sobre la balanza comercial sería indeterminada.

Para el caso de Bolivia, mediante un modelo de cointegración, usando información de frecuencia trimestral para el periodo 1992-2017, se encuentra que los términos de intercambio y el tipo de cambio real explican la evolución de largo plazo de la balanza comercial y que los incrementos del ingreso únicamente se reflejan en sus cambios de corto plazo.

**Clasificación JEL:** *C3, F32, F41*

**Palabras clave:** *Balanza comercial, términos de intercambio, vectores autorregresivos estructurales*

# **Transmission of terms of trade shocks to the trade balance in the short and long term**

## **Abstract**

Improvements in the terms of trade have different effects in the short and long term. According to Harberger (1950) favorable terms of trade promote surplus trade balances because the consumption of imported goods usually reacts less than proportionally to the increase in real income, caused by a better position in international trade. According to Sachs (1981), the result on the trade balance depends on the transience or permanence of the relative price shock. The evidence would be in favor of the previous result if returns of terms of trade were transitory. On the other hand, when this is permanent, the result on the trade balance would be indeterminate.

In the case of Bolivia, through a econometric cointegration model, using quarterly frequency information for the 1992-2017 period, it is found that the terms of trade and the real exchange rate explain the long-term evolution of the trade balance, and that increases of income are reflected in its short-term changes.

**JEL Classification:** *C3, F32, F41*

**Keywords:** *Trade balance, terms of trade, structural autoregressive vectors*

## I. Introducción

Los términos de intercambio, exógenos a las economías pequeñas y abiertas al comercio internacional, especialmente en los países exportadores de materias primas, han sido importantes en la generación de superávits comerciales y han provocado además incrementos en los niveles de ingreso incentivando, igualmente, la demanda por importaciones.

Asimismo, estos precios relativos han sido, en el caso de Bolivia, una de las fuentes de los movimientos de largo plazo del tipo de cambio real. Términos de intercambio favorables que ejercen presiones hacia una mejora de la balanza comercial provocan apreciaciones reales de tendencia que contienen el efecto expansivo sobre la cuenta comercial de la balanza de pagos al incentivar el consumo importado. Esta ralentización de los *shocks* de términos de intercambio también podría verse reforzada por el incremento en el ingreso que motivaría una mayor demanda de bienes importados.

La interrelación entre los términos de intercambio y la balanza por cuenta corriente y/o comercial ha sido formalizada por Laursen y Metzler (1950) y Harberger (1950). De acuerdo con estos autores, una mejor posición de términos de intercambio (mayores precios de las exportaciones con relación a los de las importaciones) provocaría presiones superavitarias, incrementaría, además, el ingreso nacional real que derivaría en un aumento del consumo nacional e importado. Con una propensión marginal a consumir de corto plazo menor a uno, el aumento del gasto en consumo sería una fracción del ingreso, por lo que el ahorro privado aumentaría y, manteniéndose todo lo demás constante, la balanza comercial tendería a mostrar un saldo positivo.

Esta relación, posteriormente bautizada como el 'efecto Harberger-Laursen-Metzler' (HLME) fue revisada recién a principios de los años ochenta por Sachs, para quien el efecto final sobre la balanza comercial depende de si el *shock* de términos de intercambio es temporal o permanente.

En caso de ser temporal se cumpliría HLME; en cambio si el *shock* es permanente, el efecto sobre la balanza no estaría del todo determinado. Al tener estas particularidades, el incentivo sobre el consumo importado tendría características de largo plazo, pudiendo por tanto incidir negativamente en la tendencia de la balanza comercial al punto de revertir el *shock* positivo de términos de intercambio, o dejarlo sin efecto.

La mayor parte de los trabajos referidos a esta temática, cuando han sido realizados para

un solo país, han sido llevados a cabo utilizando modelos de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) y en una menor cantidad de casos, la metodología elegida ha sido la de los modelos de equilibrio general estocásticos y dinámicos. Para un conjunto de países, el método generalmente utilizado ha sido el de panel de datos estimado por el método generalizado de momentos.

En principio, se siguió la metodología aplicada por varios autores con identificación de *shocks* estructurales a través de una estructura recursiva de los parámetros de las relaciones contemporáneas con los términos de intercambio, el Producto Interno Bruto real (PIB), el tipo de cambio real y la balanza comercial en tasas de crecimiento a doce meses. No obstante, contrariamente a lo esperado, a partir de las relaciones de las variables en niveles, no se encontró significancia estadística de la transmisión de los *shocks* de términos de intercambio sobre las variables mencionadas, posiblemente porque las relaciones de estas variables son más de carácter tendencial, es decir, se verifican en el largo plazo en cada una de ellas.

En vista del resultado obtenido con la modelación SVAR, y previa verificación del orden de integración “uno” de las variables en niveles, se utilizó la metodología de cointegración propuesta por Johansen y Juselius (1994) que permite determinar si existe una relación estable de largo plazo entre las variables en niveles, además de la endogeneidad y exogeneidad débil, al igual que las elasticidades de corto plazo. Como esta metodología permite combinar series en niveles y en primeras diferencias, se puede establecer cuál es el efecto parcial de los cambios en niveles de los términos de intercambio, el producto y el tipo de cambio real en el largo plazo y cuál es este mismo efecto en el corto plazo, estimado a partir del mecanismo de corrección de errores, formulado a partir de las primeras diferencias.

Bajo este tratamiento econométrico, los *shocks* de tipo permanente pueden ser tratados a partir de la relación de tendencia entre los términos de intercambio y la balanza comercial, considerando además las reacciones de largo plazo del tipo de cambio real y del producto, dado que la estimación parte de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) donde todas las variables de inicio son consideradas endógenas. Asimismo, las características temporales de los *shocks* de precios relativos pueden ser estudiadas a partir del mecanismo de corrección de errores.

Siguiendo a Ostry (1988) se incluyó el tipo de cambio real, a diferencia de otros estudios donde esta variable no es tomada en cuenta por su relación, por lo menos en teoría, con la

evolución de la balanza comercial, los términos de intercambio a largo plazo y posiblemente con la actividad económica. Como en el caso de Bolivia, el tipo de cambio real de largo plazo es también determinado por los términos de intercambio, mejoras en esta relación conducirían a reducciones en el tipo de cambio real de largo plazo por el efecto riqueza generado que ejerce presiones sobre los precios de los bienes no transables. La presión de los términos de intercambio hacia la apreciación real de la moneda doméstica amortiguaría su efecto expansivo sobre la balanza comercial, a la vez que incentivaría la demanda de bienes importados por un efecto precio relativo y la reacción del consumo importado ante mayores ingresos. Si la reacción del consumo es de corto plazo, posiblemente únicamente en este plazo de tiempo, la balanza comercial tendería hacia el déficit.

En la segunda parte del trabajo, se revisa la literatura sobre la temática del trabajo; la tercera parte está compuesta por el análisis de los datos; en la cuarta parte se desarrolla el modelo de cointegración y se presentan los resultados. Finalmente, en la sección sexta se presenta las conclusiones del trabajo.

## **II. Revisión de la literatura**

La relación entre los términos de intercambio y la balanza comercial no está absolutamente determinada. De acuerdo con Laursen y Metzler (1950) y Harberger (1950) un cambio positivo en los términos de intercambio podría incrementar el ingreso nacional real que derivaría en un aumento del consumo. Sin embargo, con una propensión marginal a consumir de corto plazo menor a uno, el aumento del gasto en consumo es menos que proporcional, por tanto, el nivel del ahorro privado aumenta y, manteniéndose todo lo demás constante, finalmente se observa una mejora en la balanza comercial.

Esta relación es conocida como el efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) el cual se mantuvo sin variantes hasta principios de los años ochenta cuando Sachs (1981) sostuvo que esta interrelación depende de la duración del *shock* de términos de intercambio. HLM sería cierto solamente cuando el *shock* es temporal, de lo contrario el resultado sobre la balanza comercial sería ambiguo.

Mediante un modelo de previsión perfecta de dos periodos para una economía pequeña, Sachs estableció que la respuesta contemporánea de la balanza comercial depende de la persistencia del *shock* de precios relativos. Cuando estos son de naturaleza transitoria (es decir, que promueven cambios de corto plazo) HLM se cumple, pero cuando los *shocks* son permanentes, el impacto final sobre la cuenta de comercio no estaría determinada,

pudiendo ser el efecto nulo.

Otra variable que influiría en el signo de cambio de la balanza comercial serían las expectativas de los agentes acerca del *shock* de los términos de intercambio, es decir, si este fue o no anticipado por los consumidores. Obstfeld (1982), citado por Otto (2003), asume que la tasa de descuento de los agentes depende del nivel de utilidad contemporáneo, bajo el supuesto de que la tasa de descuento aumenta con el nivel de utilidad contemporáneo, y muestra que las mejoras permanentes de los términos de intercambio, que no son anticipados, conducen a situaciones de déficit en la balanza comercial.

Por su parte, Ostry (1988) usando un modelo teórico de previsión perfecta de dos periodos, estudia el efecto HML asumiendo términos de intercambio exógenos e incluyendo bienes no transables, además del tipo de cambio real, por su importancia en la transmisión de los *shocks* de términos de intercambio, y concluye que la relación entre estos precios relativos y la balanza comercial depende de la persistencia del *shock* de dichos precios y de la tasa de preferencia inter-temporal.

Según Duncan (2003) el efecto HLM tendría tres canales de transmisión. El primero, el canal del ahorro, señala que los *shocks* de términos de intercambio causan un efecto positivo o negativo en el ahorro agregado y, por lo tanto, en la cuenta corriente.

El segundo canal es el del ahorro-inversión. De acuerdo con este canal, un *shock* de términos de intercambio no solamente tiene un efecto positivo o negativo en el ahorro, sino también en la inversión y, por lo tanto, el efecto es ambiguo en la cuenta corriente.

El tercer canal es conocido como el canal del gasto de gobierno. Un *shock* de términos de intercambio puede generar un incremento del gasto público por mayores ingresos fiscales, parte del cual podría destinarse a bienes importados, causando finalmente presiones hacia el déficit comercial.

El resultado favorable de los términos de intercambio sobre la balanza comercial en el largo plazo podría depender del impacto provocado en la demanda de importaciones, alentada por un mayor ingreso, del grado de apreciación real provocada, y del impacto que pueda tener esta última variable sobre la balanza comercial.

### ***II.1. Evidencia empírica***

Mediante datos de panel para 96 países, Kent (1997) encuentra que aquellas economías que enfrentan *shocks* de términos de intercambio de una menor persistencia, muestran un

efecto positivo y permanente en la cuenta corriente. Por el contrario, aquellos países donde mayormente los *shocks* han sido persistentes, a corto plazo el saldo es favorable y a largo plazo el efecto es negativo sobre este balance externo.

Calderón et al. (1999) citados por Duncan (2003) estiman, mediante el método generalizado de momentos, un modelo de panel dinámico para 44 países y concluyen, al igual que Kent, que los *shocks* transitorios de términos de intercambio causan mejoras en la cuenta corriente, mientras que los *shocks* de orden permanente no tienen efectos significativos.

Otto (2003), usando la metodología SVAR para 15 países de la Organización Económica para Cooperación y el Desarrollo (OECD) y 40 economías en desarrollo, muestra que los *shocks* transitorios de términos de intercambio causan mejoras en la balanza comercial en cada uno de los casos.

Mendoza (1992) para la economía canadiense, encuentra una correlación positiva entre los términos de intercambio externos, la balanza comercial y el crecimiento económico en el corto plazo, sugiriendo el cumplimiento del efecto HLM.

Lanteri (2012) para el caso argentino, mediante un modelo SVAR, ofrece evidencia del cumplimiento del efecto HLM considerando *shocks* temporales. Señala además que los *shocks* de oferta afectan positivamente a la balanza comercial y a la cuenta corriente en el corto plazo.

Idrees y Tufail (2012) para el caso pakistaní, mediante un modelo SVAR y un modelo de mínimos cuadrados en dos etapas, muestran evidencia de que en el corto plazo los *shocks* de términos de intercambio producen mejoras en la balanza comercial, siendo indeterminado el efecto a largo plazo.

### **III. Análisis de los datos<sup>1</sup>**

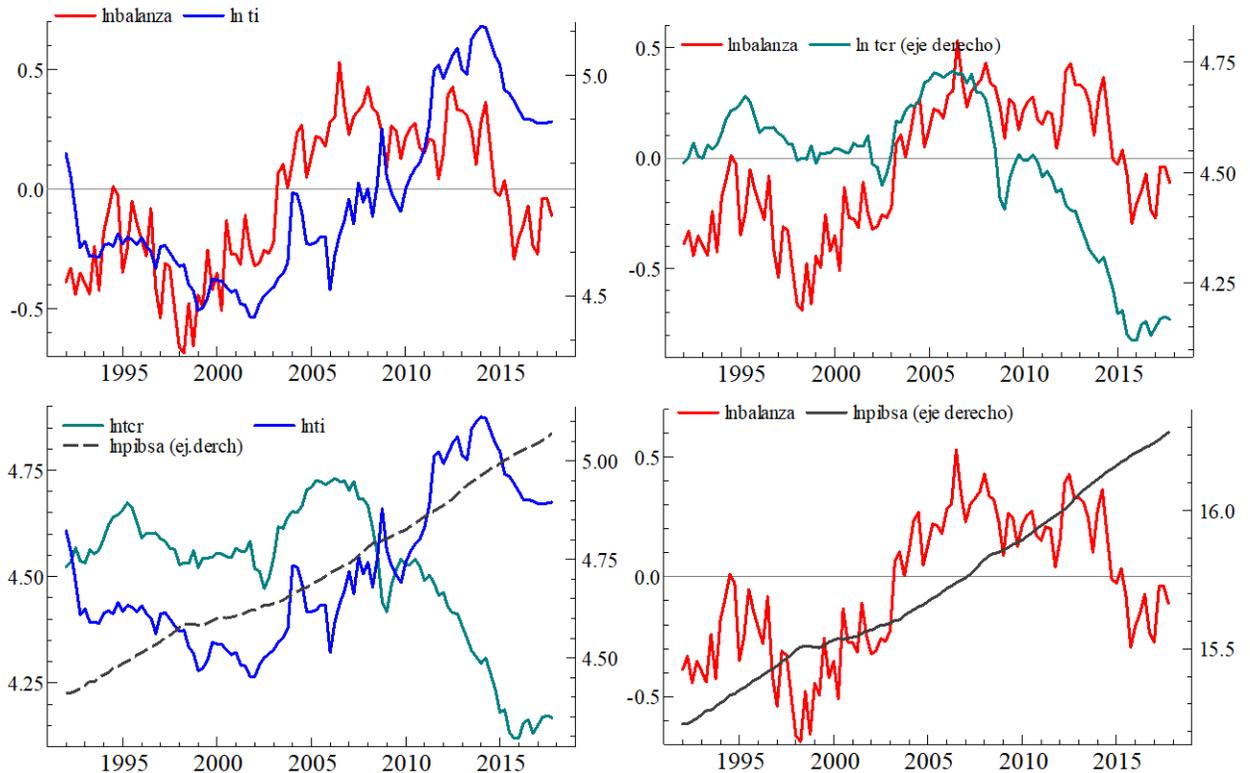
La economía de Bolivia está expuesta a la actividad económica de las economías con las que mayormente comercia, y es influida además por los niveles de precios para la exportación e importación que son determinados en los mercados internacionales y sobre los cuales no ejerce ninguna influencia por su reducida importancia comercial respecto del resto del mundo. Los precios a los que se exporta e importa repercuten en el resultado de la balanza comercial. En la década de los noventa, cuando la relación de precios de las exportaciones con relación a los de las importaciones era decreciente, la cuenta comercial

---

<sup>1</sup> Para un mayor detalle sobre las variables en análisis, véase el Apéndice A.

mostraba déficits crecientes y su recuperación, desde aproximadamente la primera mitad de los 2000 y el paso a situaciones de superávit, coincide con las alzas permanentes de la relación de precios hasta el primer semestre de 2014 (Gráfico 1).

**Gráfico 1: BOLIVIA: BALANZA COMERCIAL, PRODUCTO INTERNO BRUTO, TÉRMINOS DE INTERCAMBIO Y TIPO DE CAMBIO REAL, 1991 Q1 – 2017 Q2**  
(En logaritmos neperianos)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE), Banco Central de Bolivia (BCB)

Nota: Inbalanza, logaritmo neperiano de la balanza comercial; Inti, logaritmo neperiano de los términos de intercambio; Inpibsa, logaritmo neperiano del PIB desestacionalizado; Intcr, logaritmo neperiano del índice de tipo de cambio real multilateral

De igual manera, la balanza comercial covaría positivamente con el tipo de cambio real; la fuerte depreciación real de la moneda doméstica, desde fines de 2002 hasta el cuarto trimestre de 2007, ha estado acompañada por menores déficits comerciales y por situaciones de superávits cuando además los términos de intercambio comenzaron a ser benéficos para la economía local. La posterior estabilidad del superávit comercial, cuando la moneda en términos reales comenzó a apreciarse profundamente, pudo haberse debido al repunte de los términos de intercambio en favor de Bolivia desde 2006 a finales de 2014. Las mejoras del intercambio con el resto del mundo que han empujado los saldos

comerciales hacia una situación de superávit, simultáneamente, han inducido apreciaciones reales de largo plazo, especialmente desde los años 2000 y con mayor intensidad desde mediados de 2011, hecho que posiblemente haya estabilizado la balanza comercial en tiempos de términos de intercambio especialmente elevados<sup>2</sup>.

Las presiones hacia la apreciación real del boliviano ocurren con rezagos y posiblemente a mayores plazos respecto de la apreciación real inducida en otras economías, por la relación de precios debido a la estabilidad de la cotización del dólar con relación a otras economías (Gráfico 2)<sup>3</sup>.

El tipo de cambio real de Bolivia muestra un menor movimiento y es menos sensible a los *shocks* externos porque se sigue una política de administración del tipo de cambio y durante varios periodos el precio del dólar permanece sin movilidad. Esta es la razón por la que las reacciones de este precio relativo, para el caso boliviano, ocurren con mayores retardos en comparación con economías en las que la tasa cambiaria flota. En episodios de presiones hacia la apreciación de las monedas con flotación, en economías con sistema de tipo de cambio fijo o administrado, se verifica una ganancia de competitividad neta respecto de aquellas con tipos de cambio flexible; consecuentemente la balanza comercial mostraría saldos favorables.

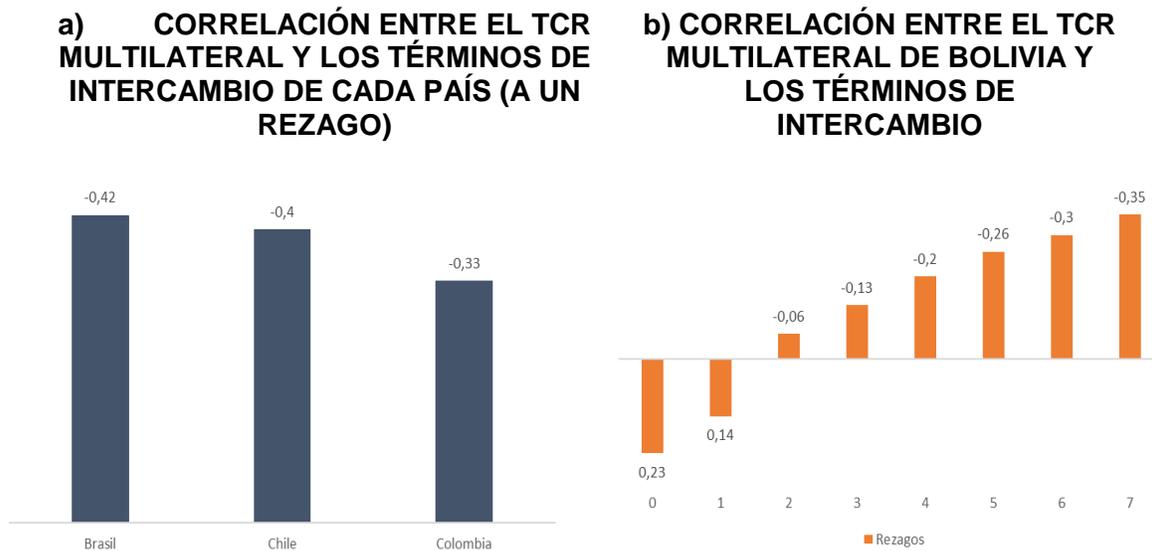
Al respecto, es también posible que los episodios de mejoras en los términos de intercambio con el resto del mundo estén asociados a un mayor gasto fiscal y, por tanto, a presiones hacia la baja del tipo de cambio real.

---

<sup>2</sup> Los términos de intercambio en varias economías, entre ellas la de Bolivia, muestran una relación negativa con el tipo de cambio real de largo plazo. Términos de intercambio favorables causan apreciaciones reales a través de efectos ingreso o riqueza. En economías exportadoras de bienes primarios, los incrementos en los precios de estos bienes generan un mayor ingreso y un impulso a la actividad. La combinación de una mayor capacidad instalada y precios más altos, aumentan la riqueza y motivan un *boom* de consumo e inversión (gran parte de ella en el sector de la construcción, un bien no transable) desplazando la demanda de bienes no comercializables internacionalmente e incrementando su precio. De acuerdo con el Banco Central de Bolivia, el tipo de cambio real de largo es explicado por los términos de intercambio, el gasto corriente como porcentaje del PIB y la exposición comercial de esta economía con el resto del mundo, medida como la suma de las exportaciones y las importaciones con relación al producto (Banco Central de Bolivia, 2018).

<sup>3</sup>Para el cálculo de las correlaciones cruzadas se utilizaron los tipos de cambio real multilateral de cada economía seleccionada y los términos de intercambio de cada una de ellas.

Gráfico 2<sup>1</sup>



Fuente *Bloomberg*, BCB

<sup>1</sup> Para el caso de Bolivia, a excepción de la correlación al segundo rezago de los términos de intercambio, las demás correlaciones son significativas al 5%.

Por otra parte, precios de las exportaciones crecientes con relación a los de las importaciones, además de promover saldos positivos en la cuenta comercial y apreciaciones reales de la moneda doméstica en el largo plazo, provocan incrementos en el ingreso de la economía, el cual puede resultar en mayor consumo y/o ahorro. Si el destino de este ingreso es el ahorro más que el consumo, la cuenta comercial tendería al superávit, caso contrario a una situación de déficit en la medida en que parte de ese consumo es de bienes importados. El producto muestra una tendencia creciente con algunos cambios de pendiente y desde la década de los 2000 hasta 2014 se ha movido conjuntamente con los términos de intercambio y su ascenso no se ha visto modificado por la fuerte caída de estos precios relativos, ni por el descenso pronunciado del tipo de cambio real (Gráfico 1).

Visto el producto en niveles, no se observa una relación específica con la balanza comercial, por ejemplo, el repunte de esta última ha tenido lugar en momentos de aceleración del crecimiento de una manera más estable a partir de la segunda mitad de 2000. Lo mismo puede decirse del periodo de 2005 a 2015 con saldos favorables promovidos por precios favorables, que posiblemente tengan una mayor incidencia que el efecto contractivo inducido por una mayor capacidad de compra de bienes importados. Asimismo, la caída de la cuenta comercial a partir del tercer trimestre de 2014 parecería estar más relacionada

con la caída del tipo de cambio ajustado por inflación y por relaciones de precios en desfavor de la economía.

El largo plazo de la balanza comercial parecería estar más relacionado con los términos de intercambio y el tipo de cambio real, actuando ambas variables en sentido positivo, pero ejerciendo, esta última variable, un efecto de contención sobre la balanza cuando los precios de las exportaciones crecen en mayor medida que los de las importaciones, pues la apreciación real de la moneda doméstica alentaría a las importaciones al inducir a la economía a una posición competitiva precio-desfavorable, que sería más pronunciada cuando las monedas de las economías socias en el comercio perdieran contra el dólar. En general, en tiempos de recuperación del dólar frente a las monedas emergentes, la balanza comercial de Bolivia ha sido menos superavitaria, o ha tendido al déficit.

La relación inversa entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real se ha revertido a partir del segundo semestre de 2014, cuando los precios de las exportaciones comenzaron a decaer. Es posible que en la apreciación real de largo plazo, influyó principalmente el creciente gasto público.

#### **IV. Modelo de cointegración**

Contar con un igual orden de integración, abre la posibilidad del estudio de la interrelación de las variables por medio de la metodología de la cointegración. Con series de tiempo no estacionarias los parámetros estimados de una función de densidad de probabilidad carecen de validez al no seguir los mismos ninguna función de distribución de probabilidad conocida, lo que permitiría el uso de la inferencia estadística con el fin de evaluar si los parámetros de la población son o no significativos. La teoría de la cointegración busca determinar si existe una o varias relaciones funcionales entre variables con igual número de raíces unitarias que sean estables, en el sentido de que exista una convergencia continua hacia dichas relaciones, cada cierto intervalo de tiempo. La estabilidad de la relación de equilibrio existe siempre y cuando exista una o más combinaciones lineales de ellas que, al suponer la cancelación de las tendencias estocásticas comunes, da como resultado una realización estacionaria. La evidencia de esta combinación lineal y de un mecanismo de corrección de los desequilibrios hace válida la inferencia estadística clásica (Hamilton, 1994).<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> En cambio, cuando las variables no son estacionarias y no existe por lo menos un vector de

El enfoque de Johansen-Juselius o de VAR Cointegrado (CVAR) se diferencia de los demás métodos de cointegración, en que extiende el análisis uniecuacional a uno de características multivariantes y dinámicas, considerando todas las variables como endógenas, a diferencia de los métodos uniecuacionales en los que, *a priori*, es necesario definir exogeneidad. La metodología permite, una vez estimado el modelo estadístico y verificados los supuestos, a ser descritos más adelante, establecer la endogeneidad y exogeneidad débil mediante pruebas estadísticas (Juselius, 2007). Esta, es una de las características de este método que hacen más aconsejable su empleo.

Si se verifica al menos una relación de cointegración, es posible estimar la relación de largo plazo, dada por el o los vectores de cointegración, y la de corto plazo estimada por el vector de corrección de errores, en el que las variables aparecen en primeras diferencias dentro de un modelo VAR y en cuyo sistema una de las variables es el desequilibrio rezagado en un periodo.

El estudio de la cointegración bajo esta metodología parte de la estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos Irrestringidos (UVAR) derivado de una función de distribución de probabilidad conjunta normal multivariada (Juselius, 2007). Por tanto, ya en términos muestrales, el enfoque probabilístico parte de un modelo empírico presuponiendo que las variables observadas siguen una distribución normal multivariada, por lo que los parámetros muestrales, que vendrían a ser las estimaciones de los parámetros del modelo teórico, son funciones de las distribuciones de probabilidad condicionales (Hendry y Nielsen, 2007).

El método de Johansen y Juselius (1994) parte de un modelo UVAR de la forma<sup>5</sup>:

$$X_t = \mu_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim iidN(\mathbf{0}_{4 \times 1}, \Omega),$$

$\mu_0$  es un vector de constantes de  $p \times 1$ ,  $(\Pi_1, \dots, \Pi_k)$  son matrices  $p \times p$  de parámetros,  $\varepsilon_t$  es un vector  $p \times 1$  de los errores que son variables aleatorias, independientes y normalmente distribuidas con media cero y matriz de varianzas y covarianzas con diagonal  $\Omega$  y  $D_t$  es un

---

cointegración que haga estable el sistema, la inferencia estadística sobre los parámetros estimados no es válida, ya que la distribución asintótica de los mismos converge a una distribución tipificada por un movimiento browniano, al no existir convergencia de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de variables hacia alguna matriz de parámetros poblacionales (Juselius, 2007).

<sup>5</sup> La especificación es irrestricta en el sentido que cada una de las variables es función de todas las demás con la misma estructura de rezagos.

vector de variables de tendencia y/o *dummy* estacionales.

Dado el supuesto de normalidad de los errores, se deduce que la distribución condicional de  $X_t$  está dada por:

$$X_t \setminus X_{t-1} \dots X_{t-k} \sim N(\mu_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \phi D_t, \Sigma) \quad (2)$$

Definiendo

$$B = \begin{bmatrix} \Pi_1 \\ \cdot \\ \Pi_k \\ \Phi \end{bmatrix} \quad W_t = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ \cdot \\ x_{t-k} \\ D_t \end{bmatrix}$$

De manera más compacta

$$X_t = B'W_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

La estimación por máxima verosimilitud del modelo UVAR comprende, en primer término, la definición del conjunto de parámetros  $\theta = \{B, \Omega\}$  y de la función de verosimilitud para  $\theta$ , la cual está compuesta por la función de densidad conjunta de  $X_t$  dado  $\theta$ . La estructura autorregresiva del modelo, está dada por la factorización secuencial de la distribución conjunta que está expresada como el producto de las distribuciones de probabilidad condicionales, que al tratarse de series de tiempo con dependencia temporal no son iguales a la distribución conjunta:

$$f(X_t, X_{t-1}, \dots, X_1, X_0) = \prod_{t=k}^T f(X_t \setminus X_{t-1}, \dots, X_{t-k}) \quad (4)$$

Por tanto, la función de verosimilitud puede ser escrita como:

$$L(\theta; X_t) = \prod_{t=k}^T f(X_t \setminus X_{t-1}, \dots, X_{t-k}) \quad (5)$$

por lo que el vector de estimadores de máxima verosimilitud de  $\theta$ , dado el vector  $X_t$ , está definido como:

$$\hat{\theta} = \max L(\theta; X_t) \quad (6)$$

Aplicando logaritmos a la función de verosimilitud, el problema de optimización es encontrar el valor de  $\hat{\theta}$  que maximiza  $\log L(X_t)$ . En el contexto del modelo VAR, asumiendo residuos distribuidos según una función de distribución normal multivariada con media  $0_{4 \times 1}$  y varianza  $\Omega$ , se puede mostrar que el estimador de máxima verosimilitud es equivalente al estimador de mínimos cuadrados ordinarios aplicados a cada ecuación del sistema VAR, por lo que el problema consistiría en minimizar en  $B$  la sumatoria cuadrada de los residuos.

$$\min_B \sum_{t=0}^T (X_t B'W_t)^2 \quad (7)$$

cuya solución va a estar dada por:

$$\hat{B}' = \sum_{t=0}^T X_t W_t (\sum_{t=0}^T W_t W_t') = M_{xw} M_{ww}^{-1} \quad (8)$$

donde  $M_{xw} = \sum_{t=0}^T X_t W_t$ ,  $\hat{\varepsilon}_t = X_t - \hat{B}' W_{t-1}$ ,  $\hat{\Omega} = T^{-1} \sum_{t=0}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' = M_{xx} - M_{xw} M_{ww}^{-1} M_{wx}$

Por tanto, el máximo del logaritmo de la función de verosimilitud quedaría dado como:

$$L_{\max}(\hat{B}, \hat{\Omega}) = (2\pi)^{Tp/2} |\hat{\Omega}|^{T/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \text{tr} \left[ \hat{\Omega}^{-1} \sum_{t=0}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' \right]\right) \quad (9)$$

El modelo estadístico estimado debería describir la información. Como los modelos estadísticos dependen de los supuestos asumidos, es necesario verificar si los mismos se cumplen en el modelo estimado (Johansen, 2004)<sup>6</sup>. Si los residuos no muestran una distribución de probabilidad de estas características debido a que, por ejemplo, hay evidencia de autocorrelación, heteroscedasticidad, asimetría, o la distribución es leptocúrtica, los estimadores no tendrán las propiedades estadísticas deseadas y en consecuencia no podrán ser considerados como estimadores de máxima verosimilitud con información completa (Kilian y Lütkepohl, 2017)

Por lo tanto, antes de realizar las pruebas de cointegración es necesario probar si el modelo estimado cumple con los supuestos bajo los cuales la estructura probabilística del modelo VAR ha sido derivada.

Los supuestos del modelo VAR que deben cumplirse son (Juselius, 2007):

1. Media condicional explicada por las observaciones pasadas y los términos determinísticos, lo que implica residuos puramente aleatorios.
2. Incorrelación de los residuos y varianza condicional a los regresores constante (ausencia de variación sistemática de los residuos).
3. Linealidad (las no linealidades podrían notarse a partir de la bi-modalidad en la distribución de los residuos, elevada asimetría y distribución de los residuos por fuera de la normal).
4. Parámetros constantes.

---

<sup>6</sup> El enfoque CVAR parte de un marco estadístico de máxima verosimilitud, similar al planteado por el enfoque de mínimos cuadrados ordinarios, permitiendo además la estimación conjunta de los parámetros y las pruebas restringidas.

5. Varianza condicional autorregresiva constante.
6. Distribución normal de los errores.

#### **IV.1. Estimación del modelo CVAR**

Como se adelantó en la introducción, en principio, de acuerdo con la evidencia empírica sobre estudios similares, se buscó estimar las interrelaciones entre las variables, en tasas de crecimiento mediante la metodología SVAR, no habiéndose encontrado relaciones estadísticas significativas a partir de las funciones de impulso respuesta, por lo que el estudio se enmarcó en la cointegración, dada la elevada relación estadística de las series en niveles.

##### **IV.1.1. Análisis de integración de las series**

En principio se realizaron una serie de test estadísticos de raíz unitaria para determinar el orden de integración de la balanza comercial ( $bc_t$ ), los términos de intercambio  $\pi_t^m$ , el tipo de cambio real  $tcr_t^d$  y el PIB real  $y_t^{d7}$ , dado que la prueba de cointegración solamente puede ser llevada a cabo con variables con iguales órdenes de integración y superiores a cero.

Todas las pruebas de raíz unitaria de las variables en niveles, establecen el no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad (Tabla 1)<sup>8</sup> y admiten el rechazo de dicha hipótesis cuando el test se realiza sobre la primera diferencia de la variables, por lo que el orden de integración es de uno (Tabla 2).

---

<sup>7</sup> El detalle de cada una de las variables se encuentra en el Apéndice A.

<sup>8</sup> Como ejemplo, un proceso autorregresivo de orden uno, tal como  $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$ , con  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ , es estacionario débil, o no presenta raíces unitarias, si  $|\phi| < 1$ , lo que implica que; i)  $E(y_t) = \mu, \forall t$ ; ii)  $Var(y_t) = \sigma^2, \forall t$ ; iii)  $Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k, k = 1, 2, \dots, T$ . Bajo estacionariedad débil una variable converge hacia su media y oscila de manera constante alrededor de ella dado que los *shocks* tienen un efecto temporal en su comportamiento. En cambio, si una serie no es estacionaria, el proceso generador de datos es una suma infinita de *shocks* presentes y pasados, cada uno de ellos con igual ponderación, por lo que no existe reversión a la media (Kilian y Lütkepohl, 2017).

**Tabla 1: TEST DE RAÍZ UNITARIA POR VARIABLE EN NIVELES 1992Q1-2017Q4**

Variable	ADF	ADF - Q	DF-GLS	Phillips Perron	Orden de integración
	ADF t-statistic	ADF t-statistic	t- statistic	Adj. t-Stat	
$bc_t^d$	-1,94[0,31]	-3,64[0,30]	-1,48[-1,94]	-1,82[0,06]	$bc_t^d \neq I(0)$
$\pi_t^m$	-2,98[0,14]	-3,81[0,23]	-1,38[-3,02]	-3,00[0,13]	$\pi_t^m \neq I(0)$
$y_t^d$	2,59[0,997]	-1,22[0,99]	-0,91[-1,94]	14,35[1,00]	$y_t^d \neq I(0)$
$tcrt_t$	-1,45[0,83]	-2,55[0,886]	-1,06[-3,02]	-1,38[0,859]	$tcrt_t \neq I(0)$

Nota: ADF es la prueba Dickey-Fuller Ampliada, ADF-Q es la prueba ADF con quiebre. DF-GLS es una prueba ADF modificada propuesta por Elliott et al. (1996).

[.] es el p – valor de cada prueba, excepto para el caso de la prueba DF-GLS donde el valor entre corchetes es el valor crítico al 5%. Para más detalles ver Choi (2015).

**Tabla 2: TEST DE RAÍZ UNITARIA POR VARIABLE EN PRIMERAS DIFERENCIAS 1992Q1-2017Q4**

Variable	ADF	ADF - Q	DF-GLS	Phillips Perron	Orden de integración
	ADF t-statistic	ADF t-statistic	t- statistic	Adj. t-Stat	
$\Delta bc_t^d$	-4,73[0,0007]	-4,95[0,01]	-3,75[-2,90]	-3,32[0,06]	$\Delta bc_t^d \sim I(0)$
$\Delta \pi_t^m$	-4,06[0,007]	-4,39[0,057]	-4,06[-2,90]	-3,90[0,036]	$\Delta \pi_t^m \sim I(0)$
$\Delta y_t^d$	-4,01[0,009]	-5,19[0,001]	-4,03[-2,90]	-4,01[0,009]	$\Delta y_t^d \sim I(0)$
$\Delta tcrt_t$	-3,68[0,024]	-5,31[0,001]	-3,66[2,90]	-3,27[0,017]	$\Delta tcrt_t \sim I(0)$

Nota: ADF es la prueba Dickey-Fuller Ampliada, ADF-Q es la prueba ADF con quiebre. DF-GLS es una prueba ADF modificada propuesta por Elliott et al. (1996).

[.] es el p – valor de cada prueba, excepto para el caso de la prueba DF-GLS donde el valor entre corchetes es el valor crítico al 5%. Para más detalles ver Choi (2015).

#### IV.1.2. Especificación del modelo UVAR

Una vez definido el orden de integración, se estimó un modelo UVAR en logaritmos neperianos con dos rezagos y variables *dummy* pulso y estacionales. La estructura es la siguiente:

$$X_t = \mu_0 + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Phi D_t \varepsilon_t \quad (10)$$

$$X_t = [bc_t, \pi_t^m, tcrt_t^d, y_t^d]'$$

A ese nivel de rezago y *dummies* pulso para: 2004Q1, cuando se observó una suba puntual de los términos de intercambio; 2006Q1, fijada en la mayor caída de estos precios relativos, la misma que no es capturada por su propia autorregresividad; 2008Q4, cuando el tipo de cambio real mostró un descenso agudo<sup>9</sup>; además de variables estacionales para el segundo y tercer trimestre, que responden al comportamiento estacional de la balanza comercial, se pudo verificar el cumplimiento de los supuestos (Tabla 3). Solamente el test individual de normalidad de los residuos de la ecuación de  $\pi_t^m$  da cuenta de normalidad al 1% de significancia estadística. No obstante, la distribución multivariada de los mismos es normal.

**Tabla 3: TEST DE ESPECIFICACIÓN UVAR[2]**

Variable	$F_{AR(1-4)}$	$F_{ARCH(1-4)}$	$\chi^2_{NORMALITY}$	$F_{HETERO}$
$bc_t$	1,64[0,17]	0,75[0,55]	0,33[0,84]	1,05[0,40]
$\pi_t^m$	1,25[0,29]	1,66[0,16]	7,07[0,02]	1,66[0,11]
$y_t^d$	1,86[0,12]	1,72[0,15]	0,30[0,85]	1,68[0,11]
$tcrt_t$	0,82[0,51]	0,56[0,68]	2,83[0,24]	0,65[0,21]
Test Vectorial	64,85[0,45]	-	9,44[0,30]	214,7[0,75]

Nota:  $F_{AR(1-4)}$ , estadístico de prueba del Multiplicador de Lagrange para la autocorrelación serial de orden 4.  $F_{ARCH(1-4)}$ , estadístico de prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 4.

$\chi^2_{NORMALITY}$  estadístico de prueba de la distribución normal de los residuos.

$F_{HETERO}$  estadístico de la prueba de heterocedasticidad de White.

[.] es el p – valor de cada prueba.

UVAR [2] es un modelo VAR irrestricto con dos rezagos.

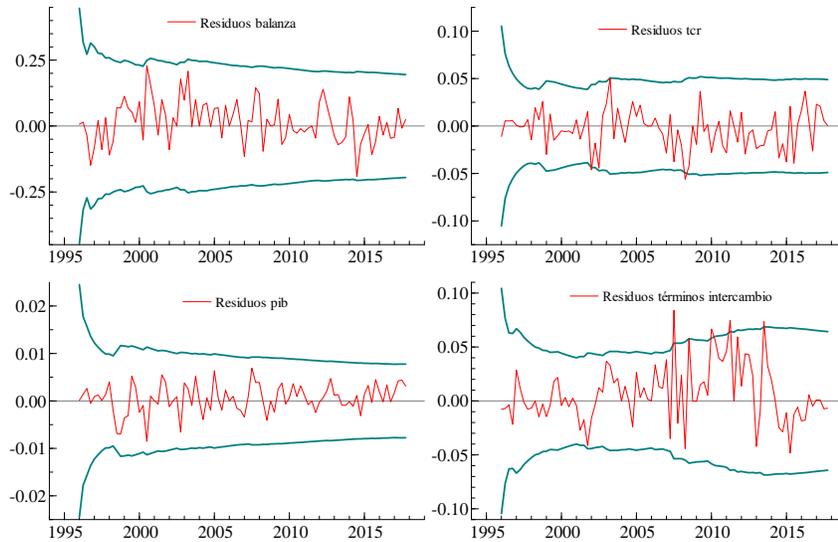
Asimismo, la forma de la distribución de los residuos muestra la prevalencia de una sola media, por lo que no cabría esperar la presencia de *breaks* que podrían haber ocasionado la concentración de los datos alrededor de dos medias (Apéndice C). Tampoco se evidencia la presencia de asimetrías que hubiesen sugerido la transformación de los datos, al igual

<sup>9</sup> Para determinar la necesidad de las variables *dummy*, previamente se calcularon los residuos estandarizados (Apéndice B). Como estos residuos siguen una distribución normal estándar, 95% de la masa de probabilidad cae dentro de más menos dos desviaciones estándar a cada lado de la media y los valores correspondientes al 5% restante podrían ser considerados como valores atípicos. Juselius y Hendry (2000) sugieren considerar valores atípicos a aquellos residuos cuyo valor estandarizado sea superior a 3,3 en valor absoluto, mientras que para Nielsen (2004) este valor debiera ascender a 3,9.

que colas largas en la distribución debido a valores extremos que no hubiesen sido tomados en cuenta.

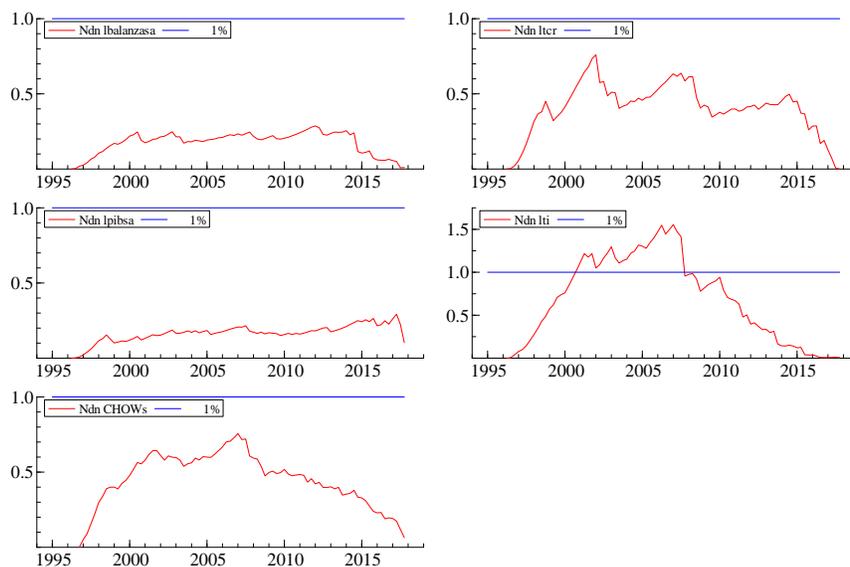
El análisis recursivo de los residuos da cuenta de su estabilidad (Gráfico 2) y la prueba de Chow permite concluir la estabilidad de cada una de las ecuaciones del modelo UVAR[2] (Gráfico 3).

**Gráfico 2: RESIDUOS RECURSIVOS POR ECUACIÓN**



Fuente: Elaboración propia

**Gráfico 3: TEST DE CHOW A UN PASO POR ECUACIÓN Y VECTORIAL**



Fuente: Elaboración propia

### IV.1.3. Prueba de cointegración y derivación del mecanismo de corrección de errores

Una vez estimado el modelo UVAR[2] se realizó la prueba de cointegración. Para ello, primeramente, se debe modelar el Mecanismo de Corrección del Error (MCE), en el cual el vector de las variables aparece en primeras diferencias y es una función de los rezagos de esta diferencia vectorial, además de los niveles de las variables rezagadas un periodo, ponderadas por una matriz  $\Pi$  que es la suma de las matrices asociadas a los rezagos de las variables en niveles.

La forma del MCE<sup>10</sup> del modelo VAR es:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t^{11} \quad (11)$$

donde:  $\Pi = (\sum_{i=1}^k \Pi_i) - I_p$  y  $\Gamma_j = \sum_{i=j+1}^k \Pi_i$

Una de las pruebas de cointegración está basada en el rango de la matriz  $\Pi$ , pudiendo haber  $p - 1$  relaciones de cointegración, siendo  $p$  el número de variables introducidas en el sistema UVAR.

Según Kilian y Lütkepohl (2017), cualquier matriz de rango reducido puede ser factorizada en dos matrices  $\alpha$  y  $\beta$ , de  $p \times r$  tal que  $\Pi = \alpha\beta'$ . Dado que  $\beta'$  es  $r \times p$ , la multiplicación de este vector por  $X_{t-1}$  da como resultado una combinación lineal entre las variables del sistema. Esta combinación lineal  $\beta' X_{t-1}$  deber ser estacionaria y por tanto el MCE estaría balanceado, al tratarse de una ecuación en la que las primeras diferencias del vector de variables es función lineal de un conjunto de variables estacionarias y, por tanto, esta factorización da como resultado "r" combinaciones lineales entre variables, conocidas como vectores de cointegración. Por tanto, (11) puede ser rescrita como:

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Cada fila de  $\beta$  constituye un vector de cointegración, mientras que cada columna de  $\alpha$  describe la reacción de cada variable en  $X_t$  a un vector de cointegración en particular.

<sup>10</sup> El modelo MCE combina niveles y diferencias de las variables, por lo que la multicolinealidad a menudo presente en las series macroeconómicas se reduce debido a que en diferencias los vectores son más ortogonales (Martin et al. 2013).

<sup>11</sup> Las matrices  $\Gamma_k$  capturan las dinámicas de corto plazo de los datos.

El test de rango (traza) revela la existencia de un vector de cointegración al 5%, bajo una estructura de *drift* en la ecuación de cointegración y en el MCE (Tabla 4), además de tendencia lineal en la ecuación de largo plazo.

**Tabla 4: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN**

Hipótesis: N° Ecuaciones de cointegración	Autovalor	Estadístico de traza	Valor crítico [5%]	p-valor
Ninguna	0,197	50,290	47,850	0,029
Al menos una	0,178	28,390	29,997	0,072
Al menos dos	0,084	8,814	15,495	0,383
Al menos tres	0,001	0,051	3,841	0,822

La relación de equilibrio viene dada por<sup>12</sup>:

$$\ln(bc_t) = 12,15 + 1,55 \ln(tcr_t^d) + 1,60 \ln(\pi_t^m) - 2,22 \ln(y_t^d) + 0,026 t \quad (13)$$

[4, 50]
[6, 11]
[-1, 74]
[2, 37]

El comportamiento de largo plazo de la balanza comercial está explicado por los términos de intercambio y el tipo de cambio real. La tendencia del producto no influye en el largo plazo de la balanza comercial, por tanto, la demanda de importaciones provocada por incrementos en el ingreso no significa caídas en la balanza comercial que podrían contrarrestar el *shock* positivo de términos de intercambio.

Si bien existe, al menos, una combinación lineal entre las variables que es estacionaria, por el teorema de representación de Engle y Granger (1987) se sabe que para que esta represente una relación de equilibrio de largo plazo es necesario probar que existe un mecanismo vectorial de corrección de los errores, según el cual una fracción de los desequilibrios pasados es corregido con un rezago de tiempo de manera dinámica, por lo que, después de cierto tiempo existe una convergencia hacia la relación de largo plazo.

La balanza comercial es la única variable que se ajusta al equilibrio y por tanto sería la única variable endógena en el modelo (Tabla 5). La velocidad de la corrección de los desequilibrios es de 0,35, por tanto, en un trimestre determinado, en promedio

<sup>12</sup> Estadísticos *t-student* entre corchetes bajo la hipótesis nulidad del parámetro poblacional. Con un error tipo I de 5% un estadístico *t-student* superior a 1,96 aproximadamente, posibilita el rechazo de la hipótesis nula.

aproximadamente, una tercera parte del desequilibrio del periodo anterior es corregido por los ajustes de la balanza comercial.

**Tabla 5: MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR**

		$\Delta bc_t^d$		$\Delta y_t^d$		$\Delta \pi_t^m$		$\Delta tcr_t$
	$\delta_{10}$	0.059 [1.71]						
$u_{t-1}$	$\alpha_1$	-0.35 [-3.37]	$\alpha_2$	-0.0039 [-0.889]*	$\alpha_3$	0.0422 [ 1.199]*	$\alpha_4$	0.0243 [ 0.991]*
$\Delta y_{t-1}^d$	$\Gamma_{1,11}$	0.062 [0.024]*						
$\Delta y_{t-2}^d$	$\Gamma_{2,11}$	-8.07 [-3.07]						
$\Delta \pi_{t-1}^m$	$\Gamma_{1,12}$	0.082 [0.30]*						
$\Delta \pi_{t-2}^m$	$\Gamma_{2,12}$	-0.009 [-0.037]*						
$\Delta bc_{t-1}^d$	$\Gamma_{1,13}$	-0.1230 [-1.06]*						
$\Delta bc_{t-2}^d$	$\Gamma_{2,13}$	-0.0510 [-0.49]*						
$\Delta tcr_{t-1}$	$\Gamma_{1,14}$	0.9030 [ 2.06]						
$\Delta tcr_{t-2}$	$\Gamma_{2,14}$	0.0190 [ 0.044]*						

Nota:  $u_{t-1}$  es el desequilibrio rezagado un periodo,  $\alpha_i$  son los coeficientes de velocidad de ajuste.

[.] valores del estadístico *t-student* bajo la hipótesis nula de coeficiente poblacional igual a cero.

El producto explica los movimientos de la balanza comercial en la dirección esperada, un 1% de crecimiento del PIB inter-trimestral provoca una caída de esta cuenta de comercio en -8% en el corto plazo. En cambio, el tipo de cambio real solamente incide en un 0,9% en este plazo de tiempo (Tabla 5).

Como el producto no explica la balanza comercial de largo plazo, se realizó una nueva prueba de cointegración con la balanza comercial, los términos de intercambio y el tipo de cambio real en niveles y con el PIB en primeras diferencias siguiendo el mismo procedimiento. El modelo UVAR cumple con los supuestos requeridos (Tabla 6) y el test de cointegración de traza señala la existencia de por lo menos un vector de cointegración (Tabla 7).

**Tabla 6: PRUEBAS ESTADÍSTICAS MODELO UVAR[2]**

Variable	$F_{AR(1-4)}$	$F_{ARCH(1-4)}$	$\chi^2_{NORMALITY}$	$F_{HETERO}$
$bc_t$	1,42[0,23]	0,56[0,69]	3,47[0,17]	0,86[0,55]
$\pi_t^m$	1,51[0,20]	1,64[0,16]	6,4[0,04]	2,08[0,03]
$tcr_t$	0,41[0,79]	0,38[0,81]	3,25[0,19]	1,59[0,14]
Test Vectorial	1,13[0,28]	-	9,44[0,30]	1,39[0,016]

Nota:  $F_{AR(1-4)}$ , estadístico de prueba del Multiplicador de Lagrange para la autocorrelación serial de orden 4.  $F_{ARCH(1-4)}$ , estadístico de prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 4.  $\chi^2_{NORMALITY}$  estadístico de prueba de la distribución normal de los residuos.  $F_{HETERO}$  estadístico de la prueba de heterocedasticidad de White.

[.] es el p – valor de cada test.

**Tabla 7: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN**

Hipótesis: N° Ecuaciones de cointegración	Autovalor	Estadístico de traza	Valor crítico [5%]	p-valor
Ninguna	0,180	49,220	47,850	0,035
Al menos una	0,210	29,420	31,210	0,110
Al menos dos	0,084	8,814	15,495	0,383

Excluyendo al PIB de la ecuación en niveles e incluyendo su primera diferencia en la ecuación de corto plazo, la relación de largo plazo está dada por:

$$\ln(bc_t) = -9,15 + 1,99 \ln(tcr_t^d) + 1,20 \ln(\pi_t^m) + 0,008 t \quad (14)$$

**[8, 7]**
**[4, 37]**
**[-5, 84]**

El vector de corrección de errores sigue la siguiente representación:

**Tabla 8: MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR**

		$\Delta bc_t^d$	$\Delta tcr_t$	$\Delta \pi_t^m$
	$\delta_{10}$	0.056 [1.60]		
$u_{t-1}$	$\alpha_1$	-0.29 [-2.82]	$\alpha_2$ 0.0498 [2.131]	$\alpha_3$ 0.0151 [0.438]*
$\Delta y_{t-1}^d$	$\Gamma_{1,11}$	0.34 [0.131]*		
$\Delta y_{t-2}^d$	$\Gamma_{2,11}$	-7.88 [-2.94]		
$\Delta \pi_{t-1}^m$	$\Gamma_{1,12}$	0.201 [0.75]*		
$\Delta \pi_{t-2}^m$	$\Gamma_{2,12}$	0.081 [0.317]*		
$\Delta bc_{t-1}^d$	$\Gamma_{1,13}$	-1.310 [-1.06]*		
$\Delta bc_{t-2}^d$	$\Gamma_{2,13}$	-0.0776 [-0.741]*		
$\Delta tcr_{t-1}$	$\Gamma_{1,14}$	0.934 [ 2.09]	0.266 [ 2.683]	
$\Delta tcr_{t-2}$	$\Gamma_{2,14}$	-0.0201 [ 0.045]*	-0.014 [-0.145]	
Season(2)	$\delta_{11}$	0.071 [ 1.995]		
Season(3)	$\delta_{12}$	0.102 [ 2.935]		

Nota:  $u_{t-1}$  es el desequilibrio rezagado un periodo,  $\alpha_i$  son los coeficientes de velocidad de ajuste. Season (2) y Season (3) *dummys* estacionales en el trimestre 2 y 3 respectivamente.

[.] valores del estadístico *t-student* bajo la hipótesis nula de coeficiente poblacional igual a cero.

Asimismo, los test vectoriales sobre los residuos del modelo de corrección de errores muestran ausencia de correlación vectorial, normalidad y homoscedasticidad (Tabla 9).

**Tabla 9: TEST DEL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES (MCE)**

	$F_{AR(1-4)}$	$F_{ARCH(1-4)}$	$\chi^2_{NORMALITY}$	$F_{HETERO}$
Test Vectorial	40,75[0,27]	-	5,79[0,44]	131,8[0,85]

Nota:  $F_{AR(1-4)}$ , estadístico de prueba del Multiplicador de Lagrange para la autocorrelación serial de orden 4.  $F_{ARCH(1-4)}$ , estadístico de prueba de heterocedasticidad condicional autorregresiva de orden 4.  $\chi^2_{NORMALITY}$  estadístico de prueba de la distribución normal de los residuos.  $F_{HETERO}$  estadístico de la prueba de heterocedasticidad de White.

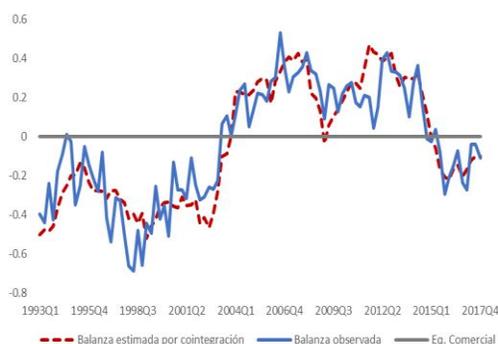
[.] es el p – valor de cada test.

En esta nueva estimación, la balanza comercial y el tipo de cambio real ajustan hacia el equilibrio, no obstante, el ajuste de la primera significa una corrección mayor; aproximadamente 30% del desequilibrio del periodo anterior es corregido en promedio por esta variable. El desequilibrio es regular y la convergencia ocurre aproximadamente transcurridos tres trimestres, por lo que oscila periódicamente y a intervalos regulares alrededor del cero (Gráfico 4).

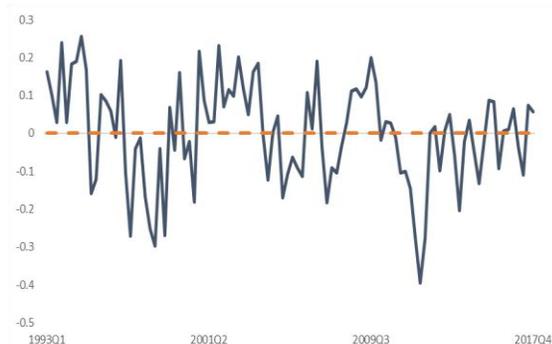
La relación de equilibrio estimada a partir de los términos de intercambio y del tipo de cambio real (en el Gráfico 4, balanza comercial estimada por cointegración) explica la trayectoria de largo plazo de la balanza comercial, como por ejemplo, el descenso de los saldos favorables desde el segundo semestre de 2014 al primer trimestre de 2015 y la posterior posición de déficit comercial en adelante (Gráfico 4). De igual manera, la caída de un año en el nivel de superávit de fines de 2008 a fines de 2009 coincide con el pronunciado descenso de los términos de intercambio.

**Gráfico 4**

**a) Balanza comercial observada y estimada por cointegración**



**b) Desequilibrio**



Fuente: Elaboración propia

De acuerdo con la relación de equilibrio de largo plazo, de manera determinística, el diferencial total de la balanza comercial respecto del tiempo puede ser descrita como:

$$\frac{d(bc_t)}{dt} = \frac{\partial(bc_t)}{\partial \pi_t^m} \frac{d \pi_t^m}{dt} + \frac{\partial(bc_t)}{\partial tcr_t^d} \frac{d(tcr_t^d)}{dt} \quad (15)$$

donde:  $\frac{\partial(bc_t)}{\partial \pi_t^m} = 1,2$  y  $\frac{\partial(bc_t)}{\partial tcr_t^d} = 1,99$ . Según la ecuación (15), los cambios de largo plazo en el tiempo de la balanza comercial, se explican por la suma de los efectos marginales provocados por los cambios en los términos de intercambio, los cuales son ponderados por el cambio en estos, más el efecto marginal provocado por los movimientos en el tipo de cambio real, ponderados por los cambios en el tiempo de esta variable.

Ambos efectos marginales son prácticamente iguales y mientras las subas en los términos de intercambio ejercen presiones superavitarias, las caídas en el tipo de cambio real de corto y largo plazo inducen a posiciones comerciales menos favorables. A corto plazo el efecto es de solo 0,9%, frente al 1,99% en el largo plazo (Tabla 8). Como uno de los determinantes de la tendencia del tipo de cambio real son los términos de intercambio, en una dirección inversamente proporcional, las presiones hacia el superávit de largo plazo ejercidas por los términos de intercambio son contrapesadas, en algún grado, por la apreciación real de largo plazo que, no obstante, es mayormente inducida por niveles crecientes de gasto corriente sobre el PIB, y por los menores volúmenes de comercio con el resto del mundo. De esta manera, el tipo de cambio real posiblemente esté ejerciendo un efecto estabilizador de los *shocks* de términos de intercambio sobre la cuenta comercial de la balanza de pagos, puesto que mejoras en los términos de intercambio están relacionadas con apreciaciones reales tendenciales de la moneda local.

Adicionalmente, puesto que los efectos marginales son prácticamente iguales, la dirección del movimiento de la balanza comercial dependerá de si  $\frac{d \pi_t^m}{dt} \geq \frac{d(tcr_t^d)}{dt}$  o, si por el contrario

$$\frac{d \pi_t^m}{dt} \leq \frac{d(tcr_t^d)}{dt}.$$

El crecimiento en el ingreso, que significa mayores recursos para las importaciones, tiene un efecto importante de corto plazo (-7,8%), sin embargo, este impacto no incide en la tendencia de la cuenta comercial, por lo que un nivel de ingreso en constante aumento no sería un factor que genere presiones deficitarias estructurales de la balanza comercial (Tabla 8).

## V. Conclusiones

El largo plazo de la balanza comercial es explicado, en los mismos órdenes, por los términos de intercambio y el tipo de cambio real, mientras que el producto solamente influye en los saldos comerciales de corto plazo, como también el tipo de cambio real, pero en un grado sumamente menor.

Esta tendencia refleja gran parte de la evolución de la balanza comercial, por lo que los cambios en sus determinantes explican la mayor parte de su evolución. Este aspecto se deduce de la velocidad de ajuste al equilibrio.

En el corto plazo, la balanza comercial tendería al déficit, producto de incentivos al consumo importado, provocados por un mayor ingreso real explicado por mejoras en los términos de intercambio. Este resultado sería contrario a la hipótesis de HLM, según la cual, precios relativos del comercio mundial en favor de una economía, provocan cambios superavitarios en la cuenta comercial de la balanza de pagos. La ausencia de efecto de estos precios sobre la balanza comercial en el corto plazo, explicaría los movimientos hacia el déficit, que además podrían ser reforzados si el tipo de cambio real tendiese a la baja. No obstante, como estos movimientos, por sí solos, no se reflejan en la balanza de comercio de largo plazo, no generarían desequilibrios permanentes.

Los términos de intercambio y el tipo cambio real explican las situaciones de superávit o déficit estructural, es decir que si los primeros muestran caídas de tipo tendencial, es de esperar caídas permanentes en la cuenta de comercio. Como el tipo de cambio real de largo plazo reacciona hacia la baja cuando los términos de intercambio presentan mejoras para la economía, actúan conteniendo los efectos expansivos de estos últimos sobre la balanza comercial. Posiblemente esto explique porque la balanza no ha crecido al mismo ritmo que estos precios relativos, especialmente en los periodos de su mayor recuperación.

No solamente los incrementos de los términos de intercambio presionan hacia apreciaciones reales de la moneda doméstica, estas también son promovidas por aumentos del gasto corriente y por una mayor o menor apertura comercial. No obstante, como los precios de intercambio comercial a favor de la economía están relacionados con aumentos en el comercio y mayor gasto corriente, habría una dominancia hacia la baja sostenida del tipo de cambio ajustado por inflación.

## Referencias bibliográficas

- AASTVEIT, K. A., H. C. BJØRNLAND, L. A. THORSRUD (2011). "The world is not enough! Small open economies and regional dependence" Norges Bank, Working Paper 2011/16, November
- BANCO CENTRAL DE BOLIVIA (2018). *Soberanía monetaria, estabilidad macroeconómica y desarrollo económico y social. Volumen II: El aporte de las políticas monetaria y cambiaria en el periodo 2006 – 2017*, La Paz, Bolivia
- BARSKY, R. B. and L. KILIAN (2004). "Oil and the Macroeconomy Since the 1970s" *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), pp. 115 - 134
- BELLO, O., R. HERESI, R. E. PINEDA (2010). "El tipo de cambio real de equilibrio: Un estudio para 17 países de América Latina" Comisión Económica para América Latina y el Caribe, Serie macroeconomía del desarrollo, 82, enero
- CALDERÓN, C., A. CHONG, N. LOAYZA (1999). "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries" Central Bank of Chile, Working Paper 51, November
- CHOI, I. (2015). *Almost All About Unit Roots: Foundations, Developments and Applications*, Cambridge University Press, United States of America
- COLLIER, P and B. GODERIS (2007). "Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum" Centre for the Study of African Economies, University of Oxford, Working paper CSAE WPS/2007-15, August
- DUNCAN, R. (2003). "The Harberger-Laursen-Metzler Effect revisited: An indirect-utility-function approach", Central Bank of Chile, Working papers N°. 250, December
- ELLIOTT, G. (1999). "Efficient Tests for a Unit Root When the Initial Observation is Drawn from Its Unconditional Distribution" *International Economic Review*, 40 (3), pp. 767-783
- ENDERS, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*, fourth edition, John Wiley & Sons Inc., United States of America
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica*, 55 (2), pp. 251 - 276
- GULBRANDSEN, M. (2013). *The effects of terms of trade shocks in Norway: and SVAR analysis*, University of Oslo, Department of Economics, Master's thesis in Economics

- HAMILTON, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, United States of America
- HARBERGER, A. C. (1950). "Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade" *Journal of Political Economy*, 58 (1), pp. 47 - 60
- HENDRY, D. F. and B. NIELSEN (2007). *Econometric Modeling: A Likelihood Approach*, Princeton University Press, United States of America
- HENDRY, D. F. and K. JUSELIUS (2000). "Explaining cointegration analysis: Part II" University of Copenhagen, Department of Economics Discussion papers, 00-20, November
- IDREES, T. and S. TUFAIL (2012). "The Harberger-Laursen-Metzler Effect: Evidence from Pakistan" *The Lahore Journal of Economics*, 17 (2), pp. 87 - 110
- JOHANSEN, S. (2004). "What is the price of maximum likelihood" University of Copenhagen, Department of Applied Mathematics and Statistics, Working paper, October
- JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, United States of America
- JOHANSEN S. and K. JUSELIUS (1994). "Identification of the long-run and the short-run structure an application to the ISLM model" *Journal of Econometrics*, 63 (1), pp. 7 – 36
- JUSELIUS, K. (2007). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, United States of America
- KARAGEDIKLI, Ö. and G. PRICE (2012). "Identifying Terms of Trade Shocks and Their Transmission to the New Zealand Economy" paper presented at 53<sup>rd</sup> New Zealand Association of Economists Annual Conference, event held on 27-29th June 2012 in Palmerston North
- KENT, C. (1997). "The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: A Panel-data Study" Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9705, October
- KILIAN, L. and H. LÜTKEPOHL (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press, Great Britain
- LANTERI, L. N. (2012). "Choques externos y fuentes de fluctuaciones macroeconómicas:

- Una propuesta con modelos de SVEC para la economía argentina” *Economía mexicana, Nueva época*, XX (1), pp. 113 -143
- LAURSEN, S. and L. METZLER (1950). “Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment”, *The Review of Economics and Statistics*, 32 (4), pp. 281 - 299
- LÜTKEPOHL, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Germany
- MARTIN, V., S. HURN, D. HARRIS (2013). *Econometric Modelling with Time Series: Specification, Estimation and Testing*, Cambridge University Press, United States of America
- MENDOZA, E. G. (1995). “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations” *International Economic Review*, 36 (1), pp. 101 - 137
- MENDOZA, E. G. (1992). “The Effects of Macroeconomic Shocks in a Basic Equilibrium Framework” International Monetary Fund, *Staff Papers*, 39 (4), pp. 855 - 889
- NIELSEN, H. B. (2004). “Cointegration analysis in the presence of outliers” *Econometrics Journal*, 7(1), pp. 249 - 271
- OBSTFELD, M. (1982). “Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?” *The Quarterly Journal of Economics*, 97 (2), pp. 251 - 270
- OSTRY, J. (1988). “The Balance of Trade, Terms of Trade, and Real Exchange Rate: An Intertemporal Optimizing Framework” International Monetary Fund, *Staff Papers*, 35 (4), pp. 541 - 573
- OTTO, G. (2003). “Terms of trade shocks and the balance of trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect, *Journal of International Money and Finance*, 22 (2), pp. 155 - 184
- PESARAN, H. (2016). *Time series and panel data econometrics*, Oxford University Press, United States of America
- READE, J. (2005). “The Cointegrated VAR Methodology” University of Copenhagen, Summer School in Econometrics, outline
- SACHS, J. (1981). “The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981 (1), pp. 201 - 268

## APÉNDICES

### Apéndice A: Descripción de las variables y fuentes

**Balanza comercial de Bolivia** ( $bc_t$ ): Balanza comercial obtenida como el logaritmo natural de la relación entre las exportaciones e importaciones. Frecuencia trimestral.

**Fuente: Banco Central de Bolivia.**

**Términos de intercambio de Bolivia** ( $\pi_t^m$ ): Índice de términos de intercambio

**Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia.**

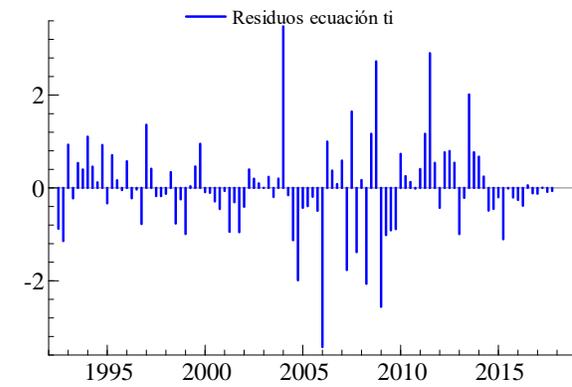
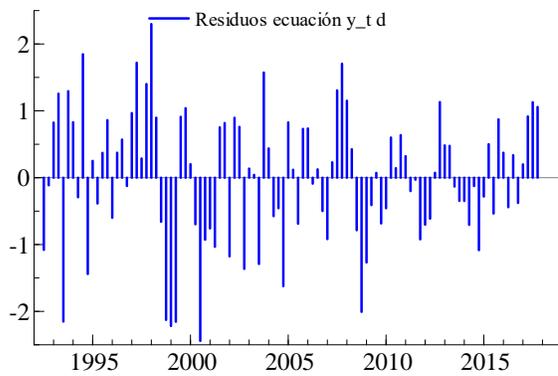
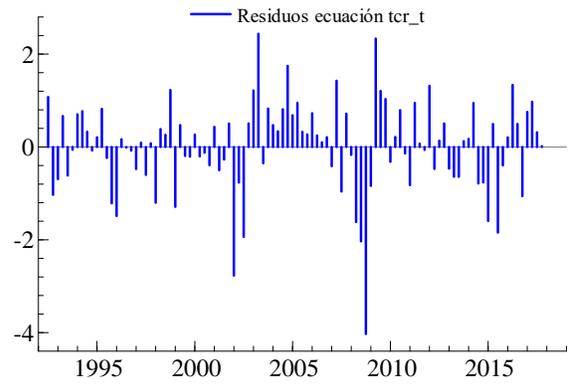
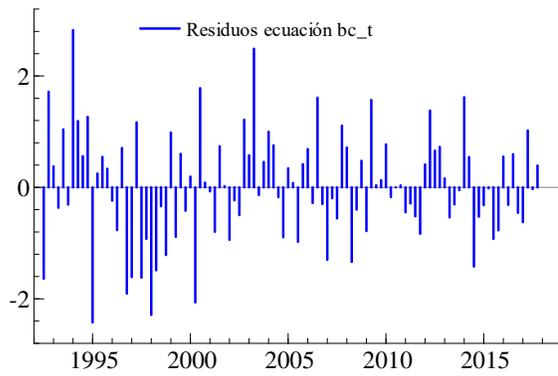
**Producto Interno Bruto de Bolivia** ( $y_t^d$ ): Producto Interno Bruto Real trimestral ajustado por estacionalidad a través de *Stamp*. Frecuencia trimestral.

**Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Bolivia.**

**Tipo de cambio real multilateral** ( $tcr_t^d$ ): Índice de Tipo de Cambio Real Multilateral. Frecuencia trimestral.

**Fuente: Banco Central de Bolivia.**

## Apéndice B: Residuos estandarizados por ecuación



## Apéndice C: Densidad de los residuos por ecuación

