

# **Estimando la condición Marshall-Lerner para la economía boliviana: 2003 – 2014**

Paul Bustos Anaya\*

Rubén Aguilar Cruz\*

---

\* El contenido y las conclusiones del presente documento son de responsabilidad de los autores y no comprometen la opinión del Banco Central de Bolivia.  
Comentarios son bienvenidos a: [pbustos@bcb.gob.bo](mailto:pbustos@bcb.gob.bo) y [raguilar@bcb.gob.bo](mailto:raguilar@bcb.gob.bo).

## RESUMEN

El presente documento busca determinar el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para la economía boliviana por la cual, bajo ciertas condiciones, una devaluación debería fomentar las exportaciones y reducir las importaciones con la consiguiente mejora de la balanza comercial.

Esto se traduce en la determinación de la elasticidad conjunta de las exportaciones e importaciones para verificar el cumplimiento de la condición. Es importante resaltar que se optó por excluir los principales productos hidrocarburíferos tanto de las exportaciones como de las importaciones, debido a factores que afectan un análisis puramente de mercado.

Los resultados permiten evidenciar la ausencia de la condición Marshall-Lerner para el contexto nacional, dada la poca sensibilidad de las exportaciones e importaciones a variaciones del tipo de cambio. Esto implica que la competitividad de nuestras exportaciones está relacionada a otro tipo de variables, por lo que una depreciación por sí sola no lograría dinamizarlas.

**Clasificación JEL:** *F14, F31*

**Palabras Clave:** *Ciclos y fluctuaciones económicas, series de tiempo*

# **Estimating the Marshall – Lerner condition for the Bolivian economy: 2003 - 2014**

## **ABSTRACT**

This current research aims to determine the fulfillment of the Marshall-Lerner condition in the Bolivian economy, which states that under certain conditions, devaluation could improve exports and discourage imports, with consequent enhancement of balance of trade.

This implies to determine joint elasticity of exports and imports to verify the fulfillment of the condition. It is important to highlight that hydrocarbons were excluded from the analysis of exports as well as from imports due to factors in its behavior that are beyond purely market conditions.

The results allow conclude that Marshall-Lerner condition is not present in the national context given the low sensitivity of exports and imports to changes in exchange rate. This also implies that competitiveness of exports is related to other variables and consequently depreciation would not dynamize them.

**JEL Classification:** F14, F31

**Keywords:** *Cycles and economic fluctuations, time series*

## I. Introducción

En el año 2014, hubo evidencia de una desaceleración de la actividad económica a nivel regional. Muestra de ello es que el producto de América Latina y el Caribe creció en tan sólo 1,3% respecto a 2013; esta fue la tasa más baja desde 2002 y 2009, y fue un año en el que se dio una breve recesión. Por otra parte, las previsiones para 2015 señalaron una contracción del producto en las economías más grandes de Sudamérica (Argentina, Brasil y Venezuela)<sup>1</sup>.

Además de la contracción de la producción a nivel regional, se observa una disminución de los precios de materias primas, las cuales son el principal producto de exportación de muchos países de la región.

Estas condiciones tendrán un efecto negativo en el sector externo de las economías de Latinoamérica, situación que no excluye a nuestro país de los efectos negativos que esta coyuntura pueda tener en términos económicos y de manera específica en nuestra balanza comercial.

En este contexto se observa que muchos países de la región han optado por devaluar o depreciar sus monedas, dado que se suele considerar que con esta política se puede mejorar la balanza comercial mediante un incremento de las exportaciones así como una disminución de las importaciones. A nivel teórico, para que esta situación se presente, es necesario que la suma de las elasticidades de las exportaciones e importaciones sea mayor a 1 en valor absoluto, condición conocida de manera formal como Marshall-Lerner.

Sin embargo, es importante determinar qué tan relevante es este criterio para el contexto actual y nacional, además de identificar cuál es el comportamiento de los diferentes sectores productivos de la economía, debido a que por las características de nuestros productos y las condiciones de venta en el mercado exterior, su competitividad puede estar determinada por otros factores además del tipo de cambio.

Existen investigaciones anteriores que han abordado el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para el caso boliviano, entre las cuales

---

1 Fondo Monetario Internacional (2015), p. 16.

se encuentra el trabajo de Loza (2000) quién mediante un modelo lineal en logaritmos encuentra que las exportaciones de manufacturas y productos agrícolas son altamente elásticas al tipo de cambio, mientras que las exportaciones mineras son inelásticas. Por el lado de las importaciones encuentra que las mismas son inelásticas al tipo de cambio, tanto a nivel agregado como desagregado. En un análisis temporal encuentra que la condición Marshall-Lerner se cumple a largo plazo, mientras que a corto plazo no se cumpliría.

Por su parte Gavincha et al. (2011), mediante un modelo ARIMA y posterior análisis de cointegración, encuentran que la condición Marshall-Lerner se cumpliría tanto en el corto como en el largo plazo. Estos autores además desagregan el efecto del tipo de cambio real en las exportaciones agrícolas, excluyendo el grano y aceite de soya, y encuentran que la elasticidad para estos productos es mayor a uno en el corto plazo y cercana a uno en el largo plazo, mostrando la sensibilidad de este tipo de productos a variaciones en el tipo de cambio.

En el entorno regional, puede mencionarse al estudio de Bustamante y Morales (2009) para el caso del Perú, mediante un modelo VAR cointegrado, encontrando que en su país la condición Marshall-Lerner se cumpliría en el largo plazo, siendo las variables más relevantes para su balanza comercial el tipo de cambio real y el nivel de importaciones mundiales.

Por su parte Rendón y Ramírez (2005) estudian el cumplimiento de la condición para el caso colombiano mediante un modelo VEC, encontrando que la relación entre una depreciación y una mejora de la balanza comercial es significativa. Además, encuentran que tanto el Producto Interno Bruto de su país como el del extranjero son significativos para explicar los cambios en la balanza comercial.

Para el análisis de exportaciones e importaciones desarrollado en esta investigación, se excluye de ambas a los hidrocarburos, ya que en el caso de las exportaciones, las ventas al exterior de gas natural se determinan en base a niveles establecidos por contrato, por lo cual su inclusión sesgaría el análisis; mientras que por el lado de las importaciones, debido a que la demanda de diesel está asociada al

sector productivo y no está completamente satisfecha por la producción nacional, resulta inelástica a los precios.

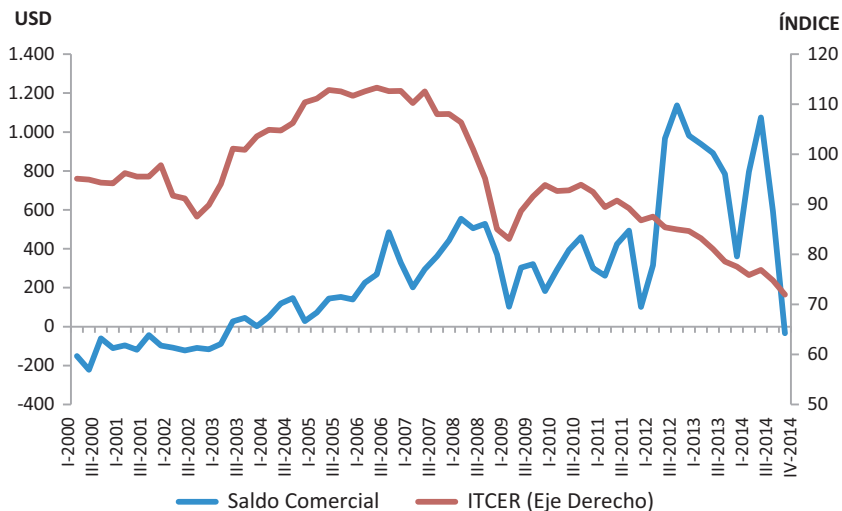
De esta manera el análisis se centra en los sectores de minería y no tradicional, donde si bien pueden existir contratos y otros factores que generen cierta rigidez en sus mercados, los mismos tienen un carácter -en la mayoría de los casos- de más corto plazo, por lo cual tiene más sentido el análisis del impacto del tipo de cambio sobre su dinamismo.

## **II. Antecedentes**

El análisis del saldo comercial en Bolivia desde el año 2000, muestra un periodo de déficit hasta el segundo trimestre de 2003, momento en el que se observó un superávit creciente que llegó a su nivel máximo en el tercer trimestre de 2012. En ese entonces se alcanzó un superávit comercial de USD1.137 millones, a partir del cual se aprecia una mayor volatilidad.

Por su parte el tipo de cambio real, medido a través del Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real (ITCER), muestra un periodo de depreciación hasta el año 2006, momento a partir del cual se aprecia hasta finales de 2014. Al contrastar esta variable con el comportamiento de la balanza comercial para el mismo periodo, parece no existir una clara relación entre una depreciación de la moneda nacional y una mejora en la balanza comercial como se observa en el Gráfico 1.

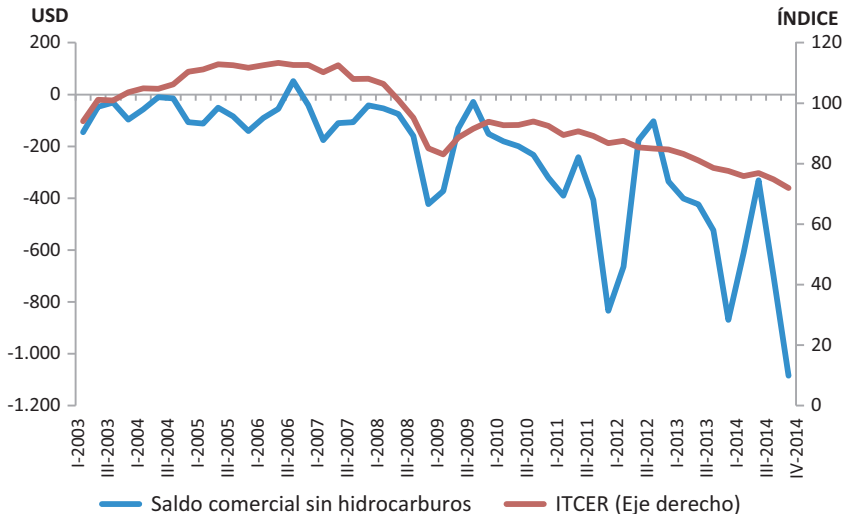
**Gráfico 1: EVOLUCIÓN DEL SALDO COMERCIAL Y DEL TIPO DE CAMBIO REAL, 2000-2014**  
(En millones de dólares e índice)



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

El comportamiento del tipo de cambio y de la balanza comercial, excluyendo las exportaciones de gas y las importaciones de diesel, refleja que podría considerarse una relación positiva entre ambas variables. Como muestra el Gráfico 2, la balanza comercial sin hidrocarburos presenta un comportamiento, si bien volátil, con un creciente déficit que llegó a USD1.084 millones en 2014.

**Gráfico 2: EVOLUCIÓN DEL SALDO COMERCIAL SIN HIDROCARBUROS Y DEL ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL, 2000-2014**  
(En millones de dólares e índice)

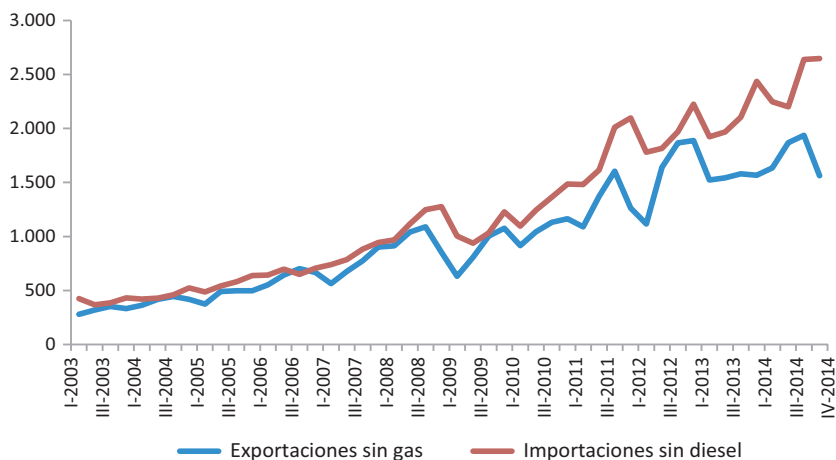


Fuente: BCB e INE

Sin embargo, no se debe perder de vista que si bien el déficit se ha ampliado desde el año 2009, esto no ha implicado un descenso de las exportaciones, sino más bien se ha debido a un incremento mayor de las importaciones (Gráfico 3).



**Gráfico 3: EXPORTACIONES E IMPORTACIONES  
SIN HIDROCARBUROS, 2003-2014**  
(En millones de dólares)



Fuente: BCB e INE

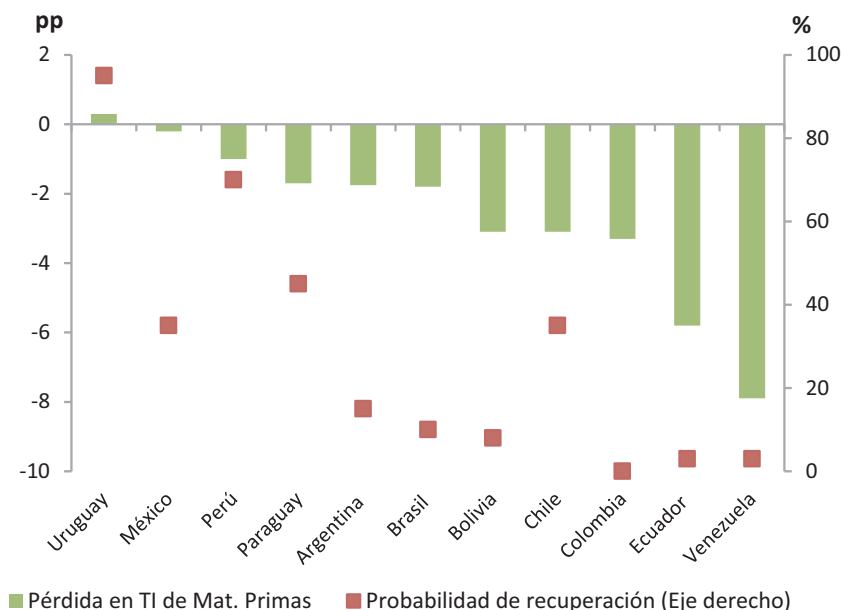
El interés por el tipo de cambio y su efecto en la balanza comercial surge también debido a lo que parece ser un cambio de tendencia en las condiciones macroeconómicas de Bolivia y Latinoamérica en general.

Adicionalmente, se observa una disminución de los precios de materias primas desde mediados de 2014, con una caída del precio del petróleo a la mitad, entre julio y diciembre, mientras que los precios de metales y de alimentos disminuyeron desde mediados de la gestión en 20% y 17% respectivamente<sup>2</sup>.

La recuperación de los precios ha sido más bien lenta desde sus niveles máximos, alcanzados en el periodo 2011-14. En este último aspecto, el Fondo Monetario Internacional (FMI) estimó que la probabilidad de recuperación de los precios de materias primas a sus valores máximos hasta fines del 2016 sería menor al 20% para muchos de los países de la región, mientras que para Bolivia se estimó en alrededor del 10% (Gráfico 4).

2 Fondo Monetario Internacional (2015) *op.cit.*, p. 47

**Gráfico 4: TÉRMINOS DE INTERCAMBIO DE LAS MATERIAS PRIMAS PROYECTADOS, FINAL DE 2016**  
(En puntos porcentuales y porcentaje)

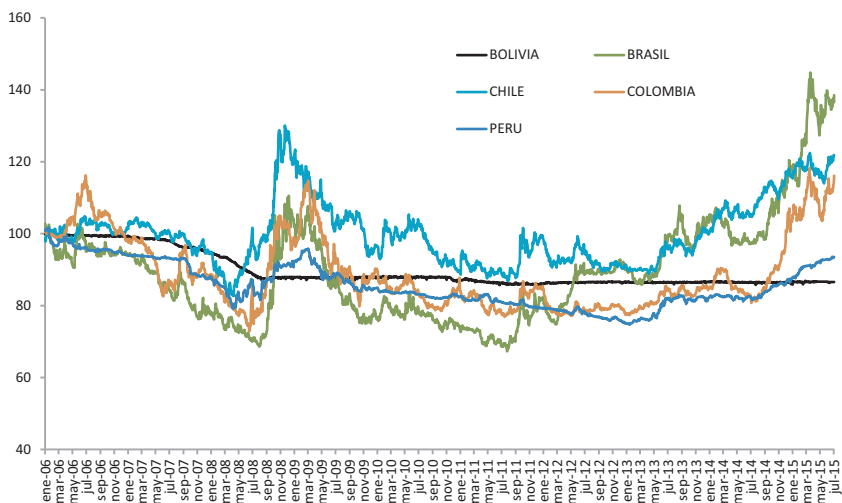


Fuente: Fondo Monetario Internacional (FMI)

Debido al contexto macroeconómico menos favorable ya mencionado, así como a la dinamización de su comercio a nivel externo, muchos países de la región han optado por devaluar o depreciar sus monedas. Como muestra el Gráfico 5, tomando como base el año 2006, se evidencia una depreciación en Chile y Brasil desde el primer trimestre de 2013, mientras que Colombia y Perú lo han hecho desde el segundo trimestre de 2014.

En el gráfico además se observa el comportamiento estable de la moneda nacional desde mediados de 2008 respecto de las otras monedas, lo cual despierta el interés por conocer si una depreciación es necesaria en el contexto actual o si esta política no tendría realmente un efecto en la balanza comercial del país.

**Gráfico 5: ÍNDICE DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN PAÍSES SELECCIONADOS, ENE 2006 – JUL 2015**  
(Base 2006=100)



Fuente: BCB y Bloomberg

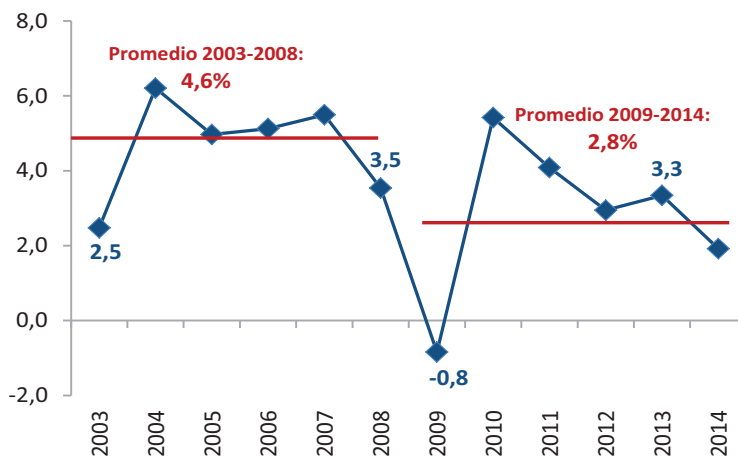
Adicionalmente, dado que el interés recae en las consecuencias sobre la balanza comercial, es importante analizar brevemente la evolución de variables que pueden afectar al nivel de las exportaciones e importaciones, las cuales se incorporarán en el modelo a desarrollarse más adelante en la sección IV de este estudio.

Además de considerarse el tipo de cambio real como un determinante de las exportaciones, se incorpora la demanda externa, aproximada mediante el Índice del PIB externo relevante, mientras que por el lado de las importaciones se incorpora el Producto Interno Bruto Real nacional, en el entendido de que un PIB mayor se traduce en un mayor ingreso para los hogares, lo cual finalmente incrementa el consumo tanto de productos nacionales como extranjeros.

El índice del PIB externo relevante se considera como una variable *proxy* de la demanda externa, el cual se construye como un índice ponderado del PIB de los principales socios comerciales de nuestro país. El Gráfico 6 muestra la tasa de crecimiento que ha tenido el PIB

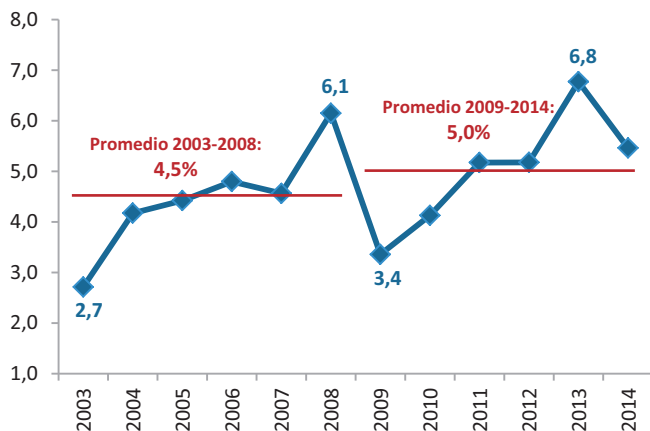
de nuestros socios para el periodo 2003-2014, reflejando claramente la crisis de 2009 con una contracción del 0,8%. El índice refleja además que el crecimiento de nuestros socios para el periodo 2003-2008 fue en promedio mayor al observado posteriormente; incluso al tomar el promedio de 2010 a 2014, para excluir el efecto de la crisis, el crecimiento del periodo previo habría sido de 4,6%.

**Gráfico 6: VARIACIÓN DEL PIB EXTERNO RELEVANTE, 2003 – 2014**  
(En porcentaje)



Fuente: BCB

De la misma forma, se analiza la evolución del PIB real de nuestra economía en el Gráfico 7. Si bien el año 2009 presenta un bajo nivel de crecimiento, no llegó a darse una contracción; inclusive el comportamiento antes y después de la crisis es el opuesto al de nuestros socios, ya que entre 2009 y 2014 el crecimiento real fue en promedio de 5,0%, mientras que en el periodo 2003-2008 fue de 4,5%.

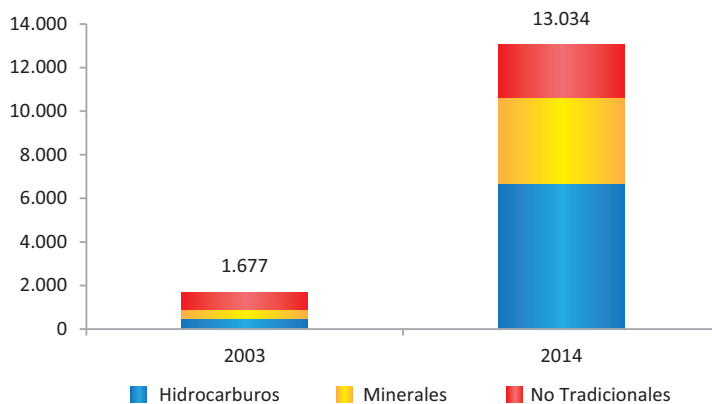
**Gráfico 7: VARIACIÓN DEL PIB REAL, 2003 – 2014**  
(En porcentaje)

Fuente: BCB

Este comportamiento sería un indicio adicional que justificaría la exclusión del gas natural del análisis, ya que nuestro PIB al no estar completamente asociado al comportamiento de nuestros socios, reflejaría la rigidez en los contratos de gas, como uno de los factores que amortiguan la volatilidad del mercado internacional, pero que sesgaría el análisis de otros sectores.

Por último se analiza la composición de las exportaciones, que entre 2003 y 2014 pasaron de USD1.677 millones a USD13.034 millones, principalmente debido al incremento en el valor exportado de hidrocarburos y minerales (Gráfico 8).

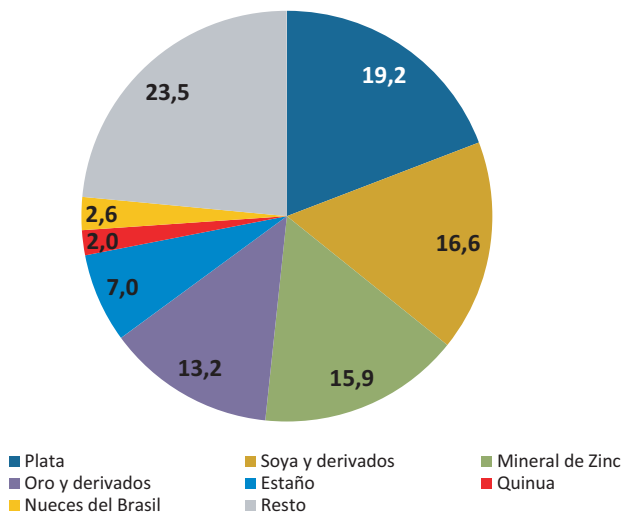
**Gráfico 8: VALOR DE LAS EXPORTACIONES, 2003 y 2014**  
(En millones de dólares)



Fuente: BCB

Una vez excluidos los productos hidrocarburíferos, la composición de las exportaciones durante el periodo 2010-2014 estuvo compuesta por minerales y productos agrícolas, principalmente plata (metálica y concentrada), mineral de zinc y oro, soya (grano, torta y aceite) los cuales explican 64,9% de las exportaciones.

**Gráfico 9: COMPOSICIÓN PROMEDIO DE LAS EXPORTACIONES SIN HIDROCARBUROS, 2010-2014**  
(En porcentaje)



Fuente: INE

### III. Marco teórico

El desarrollo conceptual de la condición Marshall-Lerner fue concebido por Alfred Marshall quien fue el primero en desarrollar la relación entre comercio, elasticidades y curvas de oferta y demanda en su obra *Money Credit and Commerce* (1923). Este análisis de las curvas de oferta y demanda luego fue complementado por Abba Lerner en *The Economics of Control: Principles of Welfare Economic* (1944), dando lugar a lo que en la actualidad se conoce como condición Marshall-Lerner.

Esta condición es uno de los conceptos más importantes desarrollados en la teoría económica incluso en la actualidad, ya que ha servido de base para gran parte del análisis del sector externo, según la cual “una devaluación del tipo de cambio tendrá un efecto positivo sobre Balanza Comercial siempre que la suma de las elasticidades-precio de los flujos de exportaciones e importaciones sea superior a la unidad”<sup>3</sup>.

3 Sastre (2010) p. 3.

A continuación se deriva la condición general que deben cumplir las elasticidades de oferta y demanda de exportaciones e importaciones para que las devaluaciones resulten en una disminución del déficit o en un aumento del superávit de la balanza de pagos.

Siguiendo la derivación hecha por Ossa (1989) pp. 150-151, para obtener la condición Marshall–Lerner podemos definir el saldo de balanza comercial en moneda extranjera ( $B^*$ ) como la diferencia entre el valor de las exportaciones ( $V_X^*$ ) y de las importaciones ( $V_M^*$ ).

$$B^* = V_X^* - V_M^* \quad (1)$$

$$dB^* = dV_X^* - dV_M^* \quad (2)$$

Por otra parte sabemos que existe una relación entre la oferta y demanda de divisas y el comercio. Por tanto, es importante incluir esta relación en el modelo mediante los conceptos de elasticidad de la oferta y demanda de divisas respecto al tipo de cambio:

$$dV_X^* = E_S^* = \frac{dV_X^*}{dr} * \frac{r}{V_X^*}; \quad (3)$$

donde  $E_S^*$  = Elasticidad de la oferta de divisas

$$dV_M^* = E_D^* = \frac{dV_M^*}{dr} * \frac{r}{V_M^*}; \quad (4)$$

donde  $E_D^*$  = Elasticidad de la demanda de divisas.

Despejando  $dV_X^*$  y  $dV_M^*$  de (3) y (4) y reemplazando en (2) tenemos:

$$dB^* = E_S^* V_X^* \frac{dr}{r} - E_D^* V_M^* \frac{dr}{r} \quad (5)$$

$$dB^* = \frac{dr}{r} (E_S^* V_X^* - E_D^* V_M^*) \quad (6)$$

Si suponemos que se da una devaluación (es decir,  $\frac{dr}{r} > 0$ ) entonces para que dicha devaluación tenga un efecto positivo en la balanza comercial debe cumplirse la siguiente condición:

$$E_S^* V_X^* - E_D^* V_M^* > 0 \quad (7)$$



Por otra parte las elasticidades de la oferta y demanda de divisas pueden definirse en términos de sus elasticidades subyacentes de oferta y demanda:

$$E_S^* = \varepsilon_X \frac{\eta_X + 1}{\eta_X - \varepsilon_X} \quad (8)$$

$$E_D^* = \eta_M \frac{\varepsilon_M + 1}{\varepsilon_M - \eta_M} \quad (9)$$

donde:

$\eta_X$  = Elasticidad de la demanda por exportaciones

$\eta_M$  = Elasticidad de la demanda por importaciones

$\varepsilon_X$  = Elasticidad de la oferta de exportaciones

$\varepsilon_M$  = Elasticidad de la oferta de importaciones

Reemplazando (8) y (9) en (7):

$$V_X^* \varepsilon_X \frac{\eta_X + 1}{\eta_X - \varepsilon_X} - V_M^* \eta_M \frac{\varepsilon_M + 1}{\varepsilon_M - \eta_M} > 0 \quad (10)$$

Si se supone que se parte de una situación de equilibrio en la balanza de pagos, se tendría que  $V_X^* = V_M^*$ , lo que implica que la ecuación (10) se convierte en:

$$\varepsilon_X \frac{\eta_X + 1}{\eta_X - \varepsilon_X} - \eta_M \frac{\varepsilon_M + 1}{\varepsilon_M - \eta_M} > 0 \quad (11)$$

Reordenando:

$$\frac{\eta_X \eta_M (-1 - \varepsilon_X - \varepsilon_M) + \varepsilon_M \varepsilon_X (1 + \eta_M + \eta_X)}{(\eta_X - \varepsilon_X) (\varepsilon_M - \eta_M)} > 0$$

Dividiendo el numerador y el denominador por  $\varepsilon_X \varepsilon_M$  se obtiene:

$$\frac{\frac{\eta_X \eta_M}{\varepsilon_X \varepsilon_M} (-1 - \varepsilon_X - \varepsilon_M) + (1 + \eta_M + \eta_X)}{\frac{\eta_X}{\varepsilon_X} - \frac{\eta_X \eta_M}{\varepsilon_X \varepsilon_M} - 1 + \frac{\eta_M}{\varepsilon_M}} > 0$$

Ahora supongamos que la oferta (tanto de nuestro país como del resto del mundo) es perfectamente elástica, es decir, que las elasticidades de la oferta de exportaciones e importaciones son perfectamente elásticas ( $\varepsilon_X = \varepsilon_M = \infty$ ), entonces la ecuación se reduce a:

$$- \eta_X - \eta_M > 1$$

o alternativamente:

$$\eta_X + \eta_M < -1$$

la cual sería la condición Marshall-Lerner, lo que implica que bajo los supuestos mencionados, la suma de las elasticidades de exportaciones e importaciones, debe ser mayor a uno en valor absoluto.

#### IV. Especificación del modelo

Para la estimación de la condición, siguiendo la literatura desarrollada al respecto, se opta por la especificación de dos ecuaciones, una para las exportaciones y otra para las importaciones. Esto con el fin de obtener la elasticidad de estas variables respecto al tipo de cambio de manera independiente.

En el caso de las exportaciones, se toma en cuenta el volumen de las mismas, excluyendo la venta de gas natural, puesto que por las condiciones de venta que este producto tiene con sus principales mercados de destino (Brasil y Argentina), el tipo de cambio no tendría efecto en los volúmenes exportados. Por su parte el diesel fue eliminado de las importaciones totales puesto que al ser un producto de gran importancia para la producción de bienes y servicios, es de esperar que las variaciones en el tipo de cambio no afecten de manera importante su demanda. Otro motivo para la exclusión del diesel se basa en el hecho de que este insumo se encuentra subvencionado, por lo que los demandantes no internalizan las variaciones en precio de este producto.

Respecto a las exportaciones, se considera que las variables relevantes son el tipo de cambio real y la demanda externa por productos nacionales. La especificación básica de las exportaciones es:

$$\log X_t = \beta_1 + \beta_2 \log TCR + \beta_4 \log DE + u_t \quad (12)$$

donde:

$X =$  Exportaciones sin gas en volumen

$TCR =$  Tipo de Cambio Real;

$DE =$  Demanda Externa

$u =$  Término de error

Mientras que por el lado de las importaciones, la especificación toma en cuenta el tipo de cambio real y la renta nacional medida a través del Producto Interno Bruto:

$$\log M_t = \alpha_1 + \alpha_2 \log TCR + \alpha_3 \log PIB + v_t \quad (13)$$

donde:

$M =$  Importaciones sin diesel en volumen

$TCR =$  Tipo de Cambio Real;

$PIB =$  PIB Nacional

$v =$  Término de error

Dicha especificación permite la estimación de la elasticidad de las variables dependientes respecto a las independientes de acuerdo con su relación de largo plazo. Para ello es necesario complementar con un análisis de cointegración entre las variables, el cuál se llevó adelante mediante las metodologías de Engle-Granger (1987), Johansen (1991) y el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) propuesto por Pesaran (1997).

## V. Estimación

Para la estimación del modelo se utilizaron datos trimestrales que van desde el primer trimestre de 2003 al cuarto trimestre de 2014, haciendo un total de 48 observaciones para cada una de las variables incluidas. Las pruebas de consistencia de las ecuaciones utilizadas se presentan en el Apéndice al final del documento.

El Cuadro 1 detalla los indicadores utilizados para la aproximación de las variables especificadas en el modelo, provistas por el Instituto Nacional de Estadística y el Banco Central de Bolivia.

**Cuadro 1: INDICADORES UTILIZADOS EN LA ESTIMACIÓN**

VARIABLE	SIMBOLO	DEFINICION	FUENTE
<b>Exportaciones sin gas</b>	xsg	Volumen de las exportaciones que no consideran las exportaciones de gas	INE
<b>Importaciones sin diesel</b>	msd	Volumen del total de las importaciones que no considera la compra de diésel	INE
<b>Demanda externa</b>	de	Índice de crecimiento ponderado de los 15 principales socios comerciales de Bolivia (índice)	BCB
<b>Tipo de Cambio Real</b>	tcr	Índice de Tipo de Cambio Efectivo y Real (ITCER) de los principales socios comerciales	BCB
<b>Producto Interno Bruto</b>	pib	Producto Interno Bruto nacional a precios de mercado	BCB

Fuente: Elaboración propia

Dadas las variables a utilizar en la estimación, se llevó adelante una prueba de raíz unitaria para identificar la estacionariedad de las mismas, con lo cual se pudo constatar que las mismas, presentan indicios de estar integradas en orden uno, como se observa en el Cuadro 2.

**Cuadro 2: TEST DE RAÍZ UNITARIA**

Variable	ADF	PP	KPSS
xsg	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Estacionaria en niveles	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias
msd	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias
de	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias
tcr	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias
pib	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias	Estacionaria en niveles	Presenta raíz unitaria / Estacionaria en diferencias

Fuente: Elaboración propia

Dada la no estacionariedad de las variables (véase Apéndice), se procedió a la verificación de la existencia de cointegración, lo que validaría la existencia de una relación de largo plazo entre las mismas y consecuentemente de los resultados de la estimación. Con este fin, se utilizaron tres metodologías: Engle-Granger, Johansen y el modelo ARDL para cointegración de Pesaran.

### ***V.1. Test de cointegración de Engle-Granger***

Este test sugiere llevar adelante la estimación del modelo mediante mínimos cuadrados ordinarios. Una vez estimado el modelo y el residuo del mismo, se procede a probar la existencia de raíz unitaria en este último. Si se rechaza la existencia de raíz unitaria para el residuo, entonces las variables se pueden considerar cointegradas, dando validez a los coeficientes estimados por el modelo.

Siguiendo adelante esta metodología, los resultados para la ecuación de exportaciones fueron los siguientes:

**Cuadro 3: ESTIMACIÓN DE LAS EXPORTACIONES**

Variable dependiente: LOG(XSG)				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	10,87127	1,544409	7,039114	0,0000
LOG(TCR)	0,276690	0,212988	1,299083	0,1991
LOG(DE)	1,771648	0,165344	10,71491	0,0000

Fuente: Elaboración propia

Por su parte la ecuación para las importaciones presentó los siguientes resultados:

**Cuadro 4: ESTIMACIÓN DE LAS IMPORTACIONES**

Variable dependiente: LOG(MSD)				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	1,422623	2,697566	0,527373	0,6006
LOG(TCR)	-0,431136	0,169781	-2,539363	0,0147
LOG(PIB)	1,319803	0,128630	10,26050	0,0000

Fuente: Elaboración propia

Llevando adelante la prueba de raíz unitaria para los residuos de cada uno de los modelos estimados, se obtienen los resultados del Cuadro 5, los cuales rechazan la existencia de raíz unitaria en los residuos y por ende validan la existencia de cointegración entre las variables.

**Cuadro 5: PRUEBA ADF PARA LOS RESIDUOS DE LOS MODELOS DE IMPORTACIÓN Y EXPORTACIÓN**

Estadístico ADF	Estadístico t	Valores críticos			Prob.*
		1%	5%	10%	
X_ERROR	-4,01	-2,61	-1,95	-1,61	0,0001
M_ERROR	-3,71	-2,63	-1,95	-1,61	0,0005

Fuente: Elaboración propia

Dada la validez del criterio de cointegración y tomando en cuenta el coeficiente de elasticidad de las exportaciones al tipo de cambio (0,28)

y de las importaciones al tipo de cambio (-0,43), se puede concluir que la condición Marshall-Lerner no se cumple a largo plazo, puesto que la suma en valor absoluto de ambos coeficientes es menor a uno (0,71).

## V.2. Test de cointegración de Johansen

El test de cointegración de Johansen parte de la estimación de un modelo VAR, a partir del cual se estiman los vectores de cointegración y las relaciones de cointegración del modelo mediante dos pruebas de probabilidad: la prueba de traza y la prueba de eigenvalue. Tiene la ventaja de admitir más de una relación de cointegración, permitiendo especificaciones más generales que la prueba de Engle-Granger.

Se procedió a la realización del test de cointegración, una vez determinado el número de rezagos adecuado para las variables en logaritmos de las exportaciones sin gas, el tipo de cambio real y la demanda externa. El resultado del mismo muestra la presencia de una ecuación de cointegración (Cuadro 6).

**Cuadro 6: TEST DE COINTEGRACIÓN  
(log(xsg), log(tcr) y log(de))**

Test traza					Test Eigen valor				
Hipótesis	Estadístico		0,05		Hipótesis	Estadístico		0,05	
No. of CE(s)	Eigen valor	traza	Valor crítico	Prob.**	No. of CE(s)	Eigen valor	Max Eigen	Valor crítico	Prob.**
Ninguna*	0,376489	32,95420	29,79707	0,0209	Ninguna*	0,376489	25,98141	21,13162	0,0096
Máximo 1	0,113778	6,972789	15,49471	0,5808	Máximo 1	0,113778	6,643338	14,26460	0,5321
Máximo 2	0,005972	0,329451	3,841466	0,566	Máximo 2	0,005972	0,329451	3,841466	0,566
Indica 1 ecuación de cointegración a un nivel de 0,05					Indica 1 ecuación de cointegración a un nivel de 0,05				

Fuente: Elaboración propia

Igualmente se llevó adelante el test para las variables en logaritmos de las importaciones sin diesel, el tipo de cambio real y el Producto Interno Bruto nacional. Los resultados se presentan en el Cuadro 7 y muestran la existencia de 1 ecuación de cointegración para las variables seleccionadas.

### Cuadro 7: TEST DE COINTEGRACIÓN (log(msd), log(tcr) y log(pib))

Test traza					Test Eigen valor				
Hipótesis	Estadístico	0,05			Hipótesis	Estadístico	0,05		
No. of CE(s)	Eigen valor	traza	Valor crítico	Prob.**	No. of CE(s)	Eigen valor	Max Eigen	Valor crítico	Prob.**
Ninguna*	0,464389	39,84999	29,79707	0,0025	Ninguna*	0,464389	26,84694	21,13162	0,007
Máximo 1	0,23386	13,00305	15,49471	0,1147	Máximo 1	0,23386	11,45479	14,26460	0,1328
Máximo 2	0,035366	1,548259	3,841466	0,2134	Máximo 2	0,035366	1,548259	3,841466	0,2134
Indica 1 ecuación de cointegración a un nivel de 0,05					Indica 1 ecuación de cointegración a un nivel de 0,05				

Fuente: Elaboración propia

Una vez identificada la existencia de cointegración entre las variables seleccionadas, se procede a la estimación del modelo de Vector de Corrección de Errores (VEC) tanto para las exportaciones como para las importaciones (Cuadro 8).

### Cuadro 8: ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS VEC

Modelo	Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t
<b>Modelo VEC: Log(xsg)</b>	LOG(XSG(-1))	1,000000		
	LOG(TCR(-1))	-0,616172	(0,35514)	[-1,73502]
	LOG(DE(-1))	-1,934049	(0,30327)	[-6,37738]
	C	-8,647619	(2,87383)	[-3,00909]
<b>Modelo VEC: Log(msd)</b>	LOG(MSD(-1))	1,000000		
	LOG(TCR(-1))	0,320766	(0,06488)	[ 4,94395]
	LOG(PIB(-1))	-1,366129	(0,02143)	[-63,7420]

Fuente: Elaboración propia

Los resultados muestran una elasticidad de las exportaciones respecto al tipo de cambio real de 0,61; mientras que la elasticidad de las importaciones respecto al tipo de cambio real es de -0,32. Esto implica que la condición Marshall Lerner no se cumpliría según el análisis empleado.



### ***V.3. Modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL)***

Los modelos ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) permiten la combinación de variables rezagadas de la variable dependiente, así como rezagos de las variables independientes, demostrando ser un instrumento útil para la identificación de relaciones de cointegración, teniendo la ventaja de permitir la inclusión de variables integradas de orden uno y orden cero.

Para la estimación de esta prueba se parte de la estimación de un Modelo de Corrección de Errores, a partir del cual es posible obtener la estimación de la relación de largo plazo entre las variables de acuerdo a la metodología propuesta por Pesaran (1997).

La estimación de las elasticidades de las variables relevantes para las exportaciones bajo esta metodología, fueron las que se presentan en el Cuadro 9. Los resultados muestran que la elasticidad de las exportaciones respecto al tipo de cambio real sería muy baja (0,02), mientras que serían muy sensibles a cambios en la demanda externa.

**Cuadro 9: ELASTICIDAD DE LAS EXPORTACIONES**

Variable	Elasticidad
TCR	0.0196
DE	2.0783

Fuente: Elaboración propia

Por su parte la elasticidad de las importaciones respecto al tipo de cambio real sería de -0,53, mientras que respecto al PIB sería de 2,1 (Cuadro 10). Esto implica que la suma de ambas elasticidades del tipo de cambio real sería menor a uno, por lo cual no se cumpliría la condición Marshall-Lerner bajo la metodología ARDL.

**Cuadro 10: ELASTICIDAD DE LAS IMPORTACIONES**

Variable	Elasticidad
TCR	-0.5332
PIB	2.0999

Fuente: Elaboración propia

## VI. Conclusiones

El análisis del cumplimiento de la condición Marshall-Lerner para la economía nacional se llevó adelante bajo tres metodologías, con el fin de obtener criterios complementarios, antes que atenerse a un solo resultado.

Se sustrajo del análisis la exportación de gas que, por las condiciones de venta al exterior, no está influenciada por el tipo de cambio sino por acuerdos de largo plazo. De manera similar, se eliminó la importación de diesel, debido a la subvención que recibe este producto, por lo que el comprador no percibe el impacto de la variación en precios del mismo.

Sin embargo, después de realizado el ejercicio, se evidencia que, mediante los 3 enfoques utilizados, hay la ausencia de la condición Marshall-Lerner para Bolivia en el largo plazo, ya que la suma de las elasticidades de las importaciones y las exportaciones respecto al tipo de cambio real resultó ser menor a uno.

Lo anterior implica que una devaluación del tipo de cambio no tendría como resultado una mejora de la balanza comercial, dada la baja sensibilidad de las exportaciones e importaciones a esta variable. Por tanto una mejora de la competitividad de las exportaciones nacionales a largo plazo parece estar relacionada a otro tipo de políticas.

## Referencias bibliográficas

BUSTAMANTE, R. y F. MORALES (2009). “Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: evidencia empírica para el caso peruano”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 16, pp. 103 - 126

CORTÉS, H. (1966). “La devaluación y sus efectos sobre la balanza comercial”, *Cuadernos de Economía*, 9, pp. 18 – 39

COSTAMAGNA, R. (2014). “Competitive devaluations and the trade balance in less developed countries: An empirical study of Latin American countries”, *Economic Analysis and Policy*, 44 (3), pp. 266 - 278

ENGLE, R. y C. GRANGER. (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55 (2), pp. 251 - 276.

FONDO MONETARIO INTERNACIONAL (2015). *Perspectivas económicas. Las Américas. El Norte se recupera, el Sur aún espera*, abril, Washington D.C.

GAVINCHA, M., S. QUISPE, F. VELASQUEZ (2011). “Balanza comercial y *shocks* de oferta en Bolivia”, documento presentado en el 4to Encuentro de Economistas de Bolivia, evento organizado por el Banco Central de Bolivia los días 25 y 26 de agosto en la ciudad de Sucre, Bolivia

JOHANSEN, S. (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551 - 1580

LERNER, A. (1944). *The Economics of Control. Principles of Welfare Economics*, The Macmillan Company, New York, USA

LOZA G. (2000). “Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: el caso de la economía boliviana”, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 3 (1), pp. 7 - 40

MARSHALL, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*, Macmillan and Co. Limited London, England

ONAFOWORA, O. (2003). "Exchange rate and trade balance in East Asia: is there a J-curve?", *Economics Bulletin*, 5 (18), pp. 1 - 13

OSSA, F. (1989). *Economía monetaria internacional*, primera edición, Ediciones Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile

PESARAN, M.H. (1997). "The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run", *The Economic Journal*, 107 (440), pp. 178 - 191.

RENDÓN, H. y A. RAMÍREZ (2005). "Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001", *Ecos de Economía*, 20, pp. 29 - 58

SASTRE, L. (2010). "Economías abiertas y condición de Marshall-Lerner", *Economic Analysis Working Papers*, 9 (9), pp. 1 - 8

## APÉNDICE

### A. PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN EL MODELO

#### **EXPORTACIONES SIN GAS (xsg)**

##### **ADF**

Null Hypothesis: XSG has a unit root

Exogenous: Constant

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.974088	0.7559
Test critical values: 1% level	-3.562669	
5% level	-2.918778	
10% level	-2.597285	

##### **PP**

Null Hypothesis: XSG has a unit root

Exogenous: Constant

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.097494	0.0321
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

##### **KPSS**

Null Hypothesis: XSG is stationary

Exogenous: Constant

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.868213
Asymptotic critical values*: 1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

**IMPORTACIONES SIN DIESEL (msd)****ADF**

Null Hypothesis: MSD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.115990	0.9971
Test critical values:		
1% level	-3.584743	
5% level	-2.928142	
10% level	-2.602225	

**PP**

Null Hypothesis: MSD has a unit root

Bandwidth: 20 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.172688	0.9999
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

**KPSS**

Null Hypothesis: MSD is stationary

Exogenous: Constant

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.886030
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

## **DEMANDA EXTERNA (de)**

### **ADF**

Null Hypothesis: DE has a unit root

Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.344410	0.9786
Test critical values:	1% level	-3.557472	
	5% level	-2.916566	
	10% level	-2.596116	

### **PP**

Null Hypothesis: DE has a unit root

Exogenous: Constant

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.717045	0.9916
Test critical values:	1% level	-3.546099	
	5% level	-2.911730	
	10% level	-2.593551	

### **KPSS**

Null Hypothesis: DE is stationary

Exogenous: Constant

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.948910
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

**TIPO DE CAMBIO REAL (tcr)****ADF**

Null Hypothesis: TCR has a unit root

Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.454753	0.8920
Test critical values:	1% level	-3.548208	
	5% level	-2.912631	
	10% level	-2.594027	

**PP**

Null Hypothesis: TCR has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.345953	0.9110
Test critical values:	1% level	-3.546099	
	5% level	-2.911730	
	10% level	-2.593551	

**KPSS**

Null Hypothesis: TCR is stationary

Exogenous: Constant

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.468179
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000



## **PRODUCTO INTERNO BRUTO (pib)**

### **ADF**

Null Hypothesis: PIB has a unit root

Exogenous: Constant

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.602858	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.557472	
	5% level	-2.916566	
	10% level	-2.596116	

### **PP**

Null Hypothesis: PIB has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.181593	0.6767
Test critical values:	1% level	-3.548208	
	5% level	-2.912631	
	10% level	-2.594027	

### **KPSS**

Null Hypothesis: PIB is stationary

Exogenous: Constant

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.935745
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

## B. PRUEBAS DE CONSISTENCIA DE LAS ESPECIFICACIONES ECONÓMICAS

### ENGLE GRANGER

#### a) Especificación de las exportaciones

##### Prueba de Raíz Unitaria ADF

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.008688	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.608490	
5% level	-1.946996	
10% level	-1.612934	

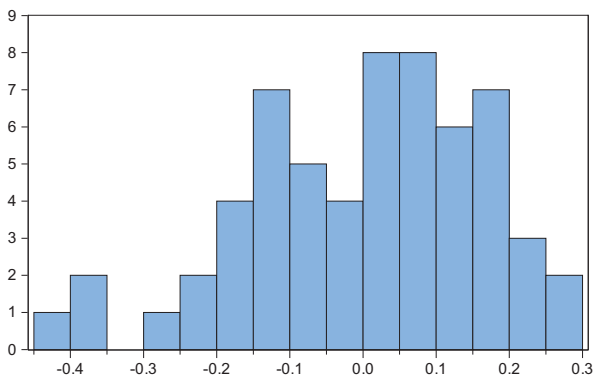
\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

##### Prueba de heteroscedasticidad

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.601148	Prob. F(2,57)	0.5516
Obs*R-squared	1.239431	Prob. Chi-Square(2)	0.5381
Scaled explained SS	1.099202	Prob. Chi-Square(2)	0.5772

##### Prueba de normalidad



Series: Residuals	
Sample 2000Q1 2014Q4	
Observations 60	
Mean	1.09e-15
Median	0.024419
Maximum	0.282178
Minimum	-0.445046
Std. Dev.	0.163748
Skewness	-0.587317
Kurtosis	2.965340
Jarque-Bera	3.452417
Probability	0.177958

## b) Especificación de las importaciones

### Prueba de Raíz Unitaria ADF

Null Hypothesis: M\_ERROR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.713119	0.0005
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

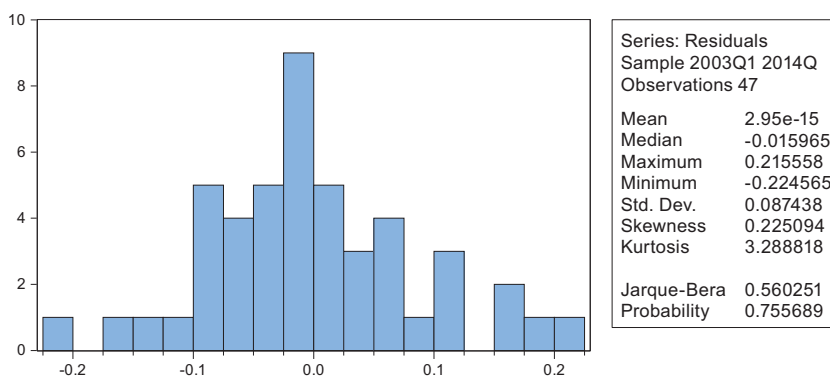
\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Prueba de heteroscedasticidad

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.414679	Prob. F(2,44)	0.6631
Obs*R-squared	0.869515	Prob. Chi-Square(2)	0.6474
Scaled explained SS	0.872104	Prob. Chi-Square(2)	0.6466

### Prueba de normalidad



## JOHANSEN

### a) Especificación de las exportaciones

#### Prueba de autocorrelación LM

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2000Q1 2014Q4

Included observations: 54

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.36103	0.1100
2	17.90914	0.0362
3	9.962131	0.3536
4	18.04900	0.0346
5	13.18962	0.1542
6	14.72342	0.0988
7	11.35973	0.2519
8	9.868083	0.3613
9	15.03767	0.0899
10	15.47381	0.0787
11	9.691475	0.3760
12	11.20757	0.2617

Probs from chi-square with 9 df.

#### Prueba de heteroscedasticidad

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
177.6756	180	0.5350

## Prueba de normalidad

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 2000Q1 2014Q4

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.181635	0.296922	1	0.5858
2	-0.508320	2.325499	1	0.1273
3	0.045499	0.018631	1	0.8914
Joint		2.641052	3	0.4503
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.085814	0.016569	1	0.8976
2	3.669018	1.007065	1	0.3156
3	2.264664	1.216617	1	0.2700
Joint		2.240251	3	0.5241
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.313491	2	0.8549	
2	3.332564	2	0.1889	
3	1.235249	2	0.5392	
Joint	4.881303	6	0.5591	

## b) Especificación de las importaciones

### Prueba de autocorrelación LM

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2000Q1 2014Q4

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.69758	0.2970
2	7.731661	0.5614
3	6.069208	0.7330
4	7.115530	0.6251
5	10.79025	0.2904
6	5.918933	0.7480
7	13.48388	0.1419
8	12.49988	0.1866
9	13.07576	0.1592
10	8.227533	0.5114
11	7.896348	0.5446
12	5.394608	0.7986

Probs from chi-square with 9 df.

### Prueba de heteroscedasticidad

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
165.8835	180	0.7670

### Prueba de normalidad

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 2000Q1 2014Q4

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.088654	0.051087	1	0.8212
2	-0.554721	2.000153	1	0.1573
3	-0.293208	0.558811	1	0.4547
Joint		2.610052	3	0.4557

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.652029	4.434951	1	0.0352
2	3.160141	0.041673	1	0.8382
3	2.922255	0.009822	1	0.9211
Joint		4.486447	3	0.2135

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.486038	2	0.1061
2	2.041827	2	0.3603
3	0.568633	2	0.7525
Joint	7.096498	6	0.3120

## MODELO ARDL

### a) Especificación de las exportaciones

#### Correlograma de los residuos

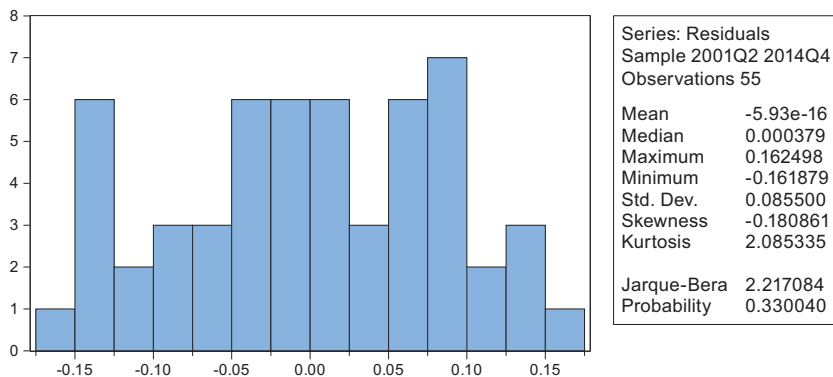
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.09...	-0.09...	0.4924	0.483
		2 0.219	0.213	3.3353	0.189
		3 0.277	0.330	7.9551	0.047
		4 -0.20...	-0.21...	10.478	0.033
		5 0.230	0.062	13.788	0.017
		6 -0.28...	-0.30...	18.948	0.004
		7 -0.07...	-0.08...	19.327	0.007
		8 -0.03...	-0.05...	19.388	0.013
		9 -0.29...	-0.05...	25.180	0.003
		1... -0.14...	-0.29...	26.662	0.003
		1... -0.18...	-0.08...	28.960	0.002
		1... -0.00...	0.136	28.960	0.004
		1... -0.07...	0.036	29.353	0.006
		1... -0.02...	-0.03...	29.391	0.009
		1... 0.122	0.043	30.565	0.010
		1... 0.116	0.121	31.656	0.011
		1... -0.03...	-0.24...	31.761	0.016
		1... 0.057	-0.09...	32.037	0.022
		1... 0.060	-0.04...	32.348	0.029
		2... -0.01...	-0.04...	32.369	0.040

#### Prueba de heteroscedasticidad

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.056553	Prob. F(17,37)	0.4273
Obs*R-squared	17.97401	Prob. Chi-Square(17)	0.3905
Scaled explained SS	4.414250	Prob. Chi-Square(17)	0.9990

## Prueba de normalidad



## b) Especificación de las importaciones

### Correlograma de residuos

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.09...	-0.09...	0.4155	0.519
		2 -0.14...	-0.15...	1.3588	0.507
		3 -0.08...	-0.11...	1.6755	0.642
		4 -0.11...	-0.16...	2.2668	0.687
		5 -0.00...	-0.08...	2.2691	0.811
		6 0.052	-0.01...	2.4068	0.879
		7 -0.16...	-0.22...	3.9106	0.790
		8 -0.03...	-0.13...	3.9807	0.859
		9 0.045	-0.07...	4.0919	0.905
		1... 0.023	-0.07...	4.1225	0.942
		1... 0.183	0.107	6.1116	0.866
		1... 0.002	0.004	6.1120	0.910
		1... -0.17...	-0.13...	8.0086	0.843
		1... 0.054	0.016	8.1992	0.879
		1... -0.17...	-0.23...	10.359	0.797
		1... -0.01...	-0.12...	10.377	0.846
		1... 0.240	0.134	14.631	0.622
		1... -0.13...	-0.14...	16.069	0.588
		1... -0.00...	-0.02...	16.069	0.653
		2... 0.085	-0.00...	16.682	0.674



## Prueba de heteroscedasticidad

### Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.056399	Prob. F(20,21)	0.4497
Obs*R-squared	21.06380	Prob. Chi-Square(20)	0.3934
Scaled explained SS	5.934301	Prob. Chi-Square(20)	0.9990

## Prueba de normalidad

