

IMPACTO DE MOVIMIENTOS CAMBIARIOS EN EL COMERCIO EXTERIOR

*Humberto Arandia Claure y
Luis Fernando Laura Garzofino**

RESUMEN

En un contexto externo de caída en los términos de intercambio desde 2011 que se aceleró sobre todo en 2014, muchas economías registraron fuertes devaluaciones con el fin de mejorar su competitividad. En este marco, el presente trabajo busca analizar a través de diversas técnicas estadísticas el impacto de variaciones en el tipo de cambio real sobre el comercio exterior utilizando los enfoques de la condición Marshall-Lerner, y las curvas “S” y “J” acorde a la literatura y experiencia empírica internacional para el caso de Bolivia.

Los principales resultados muestran que, debido a que un porcentaje significativo de las exportaciones que no responden al tipo de cambio real (efecto precio), la condición Marshall-Lerner no se cumple para el caso boliviano, aspecto que es corroborado a través de la estimación de la curva “J” y el cálculo de la curva “S”, que expresan que la balanza comercial no muestra una mejora significativa ante una depreciación real. De la misma manera, se encuentra que el efecto ingreso es el más importante al momento de analizar los determinantes de las demandas de exportaciones e importaciones.

Palabras Clave: Marshall-Lerner, Curva J, Curva S, devaluación real, balanza comercial.

Clasificación JEL: C32, F14, F31, F34.

* Investigadores del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. Enviar cualquier comentario a: harandia@outlook.com o lfl.garzofino@gmail.com.

I. INTRODUCCIÓN

El final del super ciclo alcista de los precios internacionales de las materias primas que de manera evidente comenzó a materializarse desde la gestión 2011 y, en 2014 sufrió su mayor deterioro producto de la caída pronunciada en el precio del petróleo, se tradujo en un choque de términos de intercambio que afectó negativamente a muchas de las principales economías de la región, sobre todo aquellas que son fundamentalmente exportadoras de materias primas.

Ante este contexto externo adverso, la tasa de crecimiento económico de América del Sur registró un fuerte descenso, acompañado por déficits fiscales y de cuenta corriente en la mayoría de los países, que presionaron en distinta magnitud a abordar medidas de política económica extraordinarias. Justamente, muchos países mostraron una fuerte devaluación de sus monedas para intentar corregir las distorsiones; empero no contaron con una variable muy importante, el resurgimiento del efecto traspaso o *pass-through* que se tradujo en una mayor inflación, que en muchos casos evitó que se tenga una ganancia real en la competitividad.

Muchas economías consideraron que con la aplicación de políticas monetarias creíbles acompañadas por un régimen de tipo de cambio flexible se lograría minimizar el *pass-through* y que la devaluación nominal se traduciría en una devaluación real y por ende en una ganancia de competitividad, De Gregorio (2013, p.5). Y justamente, esta interpretación errónea acerca de la verdadera magnitud del efecto traspaso fue la que terminó afectando los resultados de los países que aplicaron políticas económicas convencionales, ya que al aumentar la inflación de la manera en que se dio, la correspondiente res-puesta de política económica fue un incremento de las tasas de política monetaria, que no hizo otra cosa que exacerbar la caída en el crecimiento económico, por lo que las políticas de estos países resultaron ser de carácter procíclico, generando una disyuntiva en la política monetaria, ya que la misma si bien buscaba reducir la

inflación, al mismo tiempo reducía aún más la ya deteriorada tasa de crecimiento de las economías.

En este marco general, el tipo de cambio es una variable clave para todas las economías pequeñas y abiertas, en las que incluso depreciaciones moderadas tienen impactos potencialmente perjudiciales debido a sus efectos sobre los pasivos denominados en moneda extranjera (el llamado problema de los pasivos dolarizados), a su traslado a los precios que genera una mayor inflación y a la pérdida de credibilidad en la estabilidad y sostenibilidad del marco existente de la política monetaria —Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento/Banco Mundial (2017, p.6)—, sin que necesariamente lleguen a favorecer a la balanza comercial.

De tal forma, para el caso boliviano, el presente trabajo busca profundizar el análisis de si realmente una devaluación del tipo de cambio en un esquema cambiario de *crawling peg* se traduce en una ganancia real de competitividad que favorezca el desempeño de la balanza comercial y que impulse el crecimiento económico. Para tal efecto se utilizará la usualmente empleada condición de Marshall-Lerner (M-L) para evaluar dicha posibilidad empleando técnicas econométricas de series de tiempo que busquen abordar restricciones dinámicas y posibles comportamientos endógenos. De la misma manera, buscando brindar un aporte significativo a la literatura empírica para el caso de Bolivia, se estudiará el comportamiento tanto de la curva “J” como de la curva “S” con el fin de contrastar los anteriores resultados; ambas metodologías no se encuentran en trabajos previos.

Adicionalmente se presentará una breve revisión a la literatura a nivel de los principales trabajos internacionales en este campo, ahondándonos más para el caso boliviano, con la posterior descripción de hechos estilizados y finalizando con las conclusiones y recomendaciones del trabajo.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La “devaluación competitiva” —a través de la cual un país podría mejorar su posición comercial— ha capturado durante mucho tiempo la atención de los *policymakers*. Esta idea fue particularmente atractiva durante la vigencia del patrón oro (o un periodo de tipos de cambio fijo) antes de la primera guerra mundial. Sin embargo, en la actualidad algunos países consideran que una depreciación de sus monedas podría dinamizar a su sector industrial dedicado a la exportación, lo cual no necesariamente sucede para cada uno de estos casos. En este sentido, la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial está bien establecida teóricamente en la literatura de la economía internacional a través de dos conceptos mutuamente implicados, la condición Marshall-Lerner y la Curva J, pero los resultados empíricos de ambas han sido bastante ambiguos.

La condición Marshall-Lerner (M-L)¹ desarrollada teóricamente por Marshall (1924, p.354) y Lerner (1944, p.378) enuncia una descripción precisa de las condiciones específicas bajo las cuales una devaluación o depreciación de una moneda de un país (bajo un régimen cambiario fijo o flotante) resulta en una mejora de su balanza comercial en el corto y/o largo plazo. Explicada brevemente, la condición indicaría que ante un aumento del tipo cambio las exportaciones (importaciones) reales deberían aumentar (disminuir), pero la balanza comercial solo podría mejorar si las cantidades de exportaciones e importaciones responden lo suficiente en términos de sensibilidad al cambio de la variable precio, de este modo si la suma de ambas elasticidades (en valor absoluto) supera la unidad se alcanzaría la mencionada condición.

1 También conocida como la condición Marshall-Lerner-Robinson debido a que estos autores la enunciaron, aunque fue la economista británica Joan Robinson quien la desarrolló formalmente en su trabajo “*Essays in the Theory of Employment*” (1947, págs.138-144)

Desde la década de 1940 se dieron un gran número de estudios econométricos que buscaron estimar las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones, aunque no específicamente la condición M-L como se describe líneas arriba. Algunos estudios representativos son Chang (1945), Chang (1948) y Machlup (1950), entre los cuales se encuentra el destacado trabajo de Orcutt (1950), quien, aunque no presentó un trabajo de medición, develó los posibles problemas metodológicos asociados a las bajas estimaciones (subestimaciones) que caracterizaban a los trabajos realizados, lo que se denominó “pesimismo de las elasticidades”. Posteriormente, otros aportes importantes fueron realizados por Houthakker y Magee (1969, p.112) y Goldstein y Kahn (1985); el primero de estos dio origen a la especificación de los modelos que son la base de los utilizados en la literatura moderna, por su parte Goldstein y Kahn *ibid* elaboraron unas directrices para la modelización y estimación de las elasticidades del comercio internacional, los cuales se convirtieron en la piedra angular en los trabajos posteriores.

Como en la econometría y macroeconomía en general, la introducción del concepto de cointegración por Engle y Granger (1987) y su aplicación se hicieron parte de los trabajos empíricos en esta área del comercio internacional —vea por ejemplo Andersen (1993)—, estimando en su mayoría las siguientes ecuaciones de cointegración con Q el quantum de exportaciones (X) o importaciones (M), Y el ingreso —nacional y extranjero (*)— y PR un precio relativo:

$$\ln Q_X = \alpha_1 + \beta_1 \ln Y^* + \gamma_1 \ln PR \quad (1)$$

$$\ln Q_M = \alpha_2 + \beta_2 \ln Y + \gamma_2 \ln PR \quad (2)$$

En esta misma corriente, la metodología de Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1991, 1995) se convirtió de lejos en el método econométrico elegido por los investigadores; entre algunos trabajos exponentes tenemos a Reinhart (1995), Bahmani-Oskooee y Brooks

(1999), Prawoto (2007) y Langwasser (2009). Asimismo, el enfoque de cointegración mediante modelos de rezagos distribuidos (ARDL) según Pesaran y Shin (1998a) y Pesaran, Shin, y Smith (2001) ha ganado un gran avance en la estimación de la hipótesis M-L como lo muestran los trabajos de Razafimahefa y Hamori (2005) y Bahmani-Oskooee y Kara (2005). Por su parte el estimador OLS Totalmente Modificado (FMOLS) propuesto por Phillips y Hansen (1990) también ha copado mayor terreno en esta labor con trabajos como Sinha (2001). Empero, aunque en estos trabajos la mayor parte revive la condición M-L, no se encuentra un hilo conductor que determine el alcance de la misma o no tanto para países desarrollados como en desarrollo; una revisión literaria interesante al respecto y que muestra otros métodos no comunes se encuentra en Bahmani-Oskooee, Harvey y Hegerty (2013).

Finalmente, el requerimiento de M-L ha sido considerado de forma diferente bajo los siguiente dos enfoques: i) calculando solamente la elasticidad respecto a las importaciones o exportaciones, teniendo en cuenta que, si cualquiera de ambas resulta ser mayor a la unidad entonces se alcanza la nombrada condición —algunos trabajos son Deyak, Sawyer y Sprinkle (1990) y Kumar (2009)—, y ii) a través de la balanza comercial —como alternativa al enfoque tradicional mediante la demandas de exportaciones e importaciones, aunque con algunas críticas por no respetar el mismo— bajo la siguiente especificación, donde *BC* es la balanza comercial definida como el ratio o diferencia entre las exportaciones e importaciones, y la misma nomenclatura de las ecuaciones 1 y 2:

$$\ln BC = \alpha_3 + \beta_3 \ln Y^* + \beta'_3 \ln Y + \gamma_3 \ln PR \quad (3)$$

De este modo si el coeficiente de *PR* resulta positivo existe indicios de que ante una devaluación real la balanza comercial resultaría en mejores condiciones. Trabajos en esta labor son Floyd y Hynes (1968), McPheters y Stronge (1979), Miles (1979), Haynes y Stone (1982), Himarios (1985, 1989) y Boyd, Caporale y Smith (2001).

Igual que en el caso anterior mediante métodos de cointegración, los resultados para estos trabajos no son concluyentes sobre si impera o no la condición M-L tras un devaluación.

Por su parte, la Curva “J” introducida por Magee (1973) expresa el proceso de ajuste en la balanza comercial después de una devaluación de la moneda, distinguiendo un efecto precio y un efecto volumen; al respecto, el efecto precio implica que las exportaciones se abaratan para los compradores del resto del mundo, mientras que los precios de las importaciones en moneda nacional se encarecen para los compradores domésticos, por su parte, el efecto volumen hace referencia a la variación de las cantidades de bienes exportados e importados tras la devaluación. Dicho esto, en el muy corto plazo —según Salvatore (2013, p. 520) durante los primeros 6 meses— el efecto precio tendería a dominar sobre el efecto volumen, ya que existiría cierta rigidez de los volúmenes exportados e importados², lo que generaría un deterioro de la balanza comercial, sin embargo, alcanzando el corto plazo —alrededor de 1 año, *ibid*— existiría mayor flexibilidad de los volúmenes exportados e importados mejorando gradualmente el saldo de la balanza comercial y posteriormente alcanzando y sobrepasando el nivel inicial (cumplimiento de la condición M-L) hasta encontrar su ritmo de largo plazo.

La literatura que ha buscado cuantificar la Curva “J” es amplia según cualquier tipología; una gran cantidad de estudios han intentado probar el fenómeno usando diferentes técnicas y diferentes especificaciones del modelo —una revisión literaria amplia de la temática se puede ver en Bahmani-Oskooee y Ratha (2004) y Bahmani-Oskooee y Hegerty (2010)—, aunque el rasgo común en la actualidad es el uso de Vectores Autoregresivos (VAR) o un enfoque de cointegración —mediante Johansen y Juselius (1990)

2 En economías pequeñas y abiertas estas rigideces podrían estar asociadas a temas vinculadas a la oferta: capacidad de producción instalada, carencia de inventarios, nuevos canales de producción, entre otros.

o modelos autoregresivos (ARDL) de Pesaran y Shin (1998a)—, utilizando las variables expresadas en la ecuación 3 con la balanza comercial como la variable regresada. La Curva “J” es identificada a través de la función de impulso respuesta de la balanza comercial ante un shock en el TCR en el caso de los modelos VAR y VEC, mientras que para los modelos ARDL se especifica la ecuación de corrección de error situándose sobre los coeficientes del TCR, los cuales para los primeros rezagos deben ser negativos seguidos de positivos.

Los resultados alcanzados por los trabajos empíricos sobre esta curva no han mostrado seguir ningún patrón, evidenciando ambigüedad, y como lo indica Morales (2009, págs. 59-60) este fenómeno no resulta ser general y depende mucho de la forma de medición de la balanza comercial y del tipo de país, ya sea este fijador, tomador estricto o fundamentalmente tomador de precios. Asimismo, el hecho de usar datos agregados o bilaterales puede ser factor para hallar evidencia de la curva “J”, aunque estos últimos han mostrado arrojar mayor luz. Un hecho que podría coadyuvar también en función de la disponibilidad de información de cada país, es el uso de datos desagregados a nivel de commodities o mejor aún a nivel firma, los cuales para países en desarrollo están disponibles recientemente; en esta línea algunos trabajos a consultar son Breuer y Clements (2003), Baek (2007), Bahmani-Oskooee y Bolhasani (2008) y Bahmani-Oskooee y Wang (2008).

En el caso de Bolivia, se pueden citar, entre otros, a los siguientes trabajos que estudian la relación entre el tipo de cambio real y la balanza comercial³ a través de la condición M-L, sin embargo, no se encontró literatura específica sobre la Curva “J”. Ferrufino (1993) haciendo uso de datos trimestrales (1986T3:1990T4) estima

3 Otros documentos que estudian solamente las exportaciones, sus determinantes, su relación con el tipo de cambio real y otros tópicos son: Candia *et al.* (1993), Arandia *et al.* (2006), Luna (2011), Humerez y Bernal (2012) y Piña, Jimenez y Chunco (2017).

mediante OLS dos modelos en logaritmos, buscando analizar el impacto a través de un polinomio con un valor contemporáneo y tres rezagos para el TCR sobre la BC. La diferencia entre los dos modelos estimados radica en que el segundo se introduce una restricción sobre el último rezago indicando que este debe ser igual a cero con lo que se busca medir el impacto del TCR en un lapso menor a un año. El primer (segundo) modelo encuentra los siguientes impactos del TCR sobre la BC -2,53; 0,77; 1,62; -0,005 (-1,69; -0,01; 0,82; 0,83) en $t=0,-1,-2,-3$, respectivamente. Del primer modelo los coeficientes primero, tercero y cuarto muestran significancia estadística, mientras que en el segundo solo las estimaciones asociadas al primer y tercer coeficiente. Adicionalmente, dentro los dos modelos aparece como variable regresora el PIB nacional con un impacto positivo y elástico (cercano a 2). El autor finaliza estos cálculos indicando que la evidencia no es concluyente, pero que apoya claramente la hipótesis que una depreciación real del tipo de cambio causa inicialmente un deterioro inicial en la BC, para luego generar una mejora (evidencia de Curva “J”).

Por su parte, Loza (2000) utilizando información desde 1990T1 hasta 1999T2 estima la demanda de exportaciones totales, totales sin hidrocarburos, y según actividad económica (agrícola, manufacturas y mineras) para lo cual utiliza como variables regresoras al TCR, demanda de importaciones de los países desarrollados por una parte y de América Latina por otra, y un precio de exportación. Asimismo, se calcula la demanda de importaciones totales y para bienes de capital, intermedios y de consumo de acuerdo a la Clasificación según Uso o Destino Económico (CUODE), con variables independientes el TCR y un indicador de actividad económica como *proxy* del ingreso nacional. En dicho trabajo, para determinar la condición M-L se adicionan las elasticidades de las X e M al TCR, mostrando que en el corto plazo no se alcanza la citada condición, opuestamente, en el largo plazo si se cumple dicha condición. En el caso de los determinantes de las exportaciones totales a largo plazo, el PIB de América Latina

resulta ser importante (elasticidad mayor a uno). El autor muestra también que, para ambos horizontes temporales las exportaciones no tradicionales (agrícola y manufacturera) son sensibles solo al TCR, en cambio las importaciones totales y desagregadas (bienes de capital, intermedios y consumo) son elásticas solo al ingreso nacional.

Gavincha, Quispe y Velasquez (2011) con data trimestral (1992T1:2010T4) y utilizando un modelo ARIMA y tests de cointegración de Johansen estiman las elasticidades de corto y largo plazo, respectivamente, para la demanda de exportaciones e importaciones totales y agrícola (este último excluye aceite y grano de soya) en una especificación similar a Loza *op cit.* Sus resultados muestran que se satisface la condición M-L con datos agregados y agrícolas en el corto y largo plazo; este hecho radica en que ambas importaciones (exportaciones) resultan ser sensibles (insensibles) al TCR en los dos horizontes del tiempo, exceptuando las importaciones totales a largo plazo que presentan una elasticidad menor a la unidad y las exportaciones agrícolas en el corto plazo que son sensibles al TCR. Se evidencia también en las estimaciones que el PIB externo en el largo plazo es relevante (elasticidad mayor a 1) para dinamizar las exportaciones totales, lo propio el PIB nacional para las importaciones en el corto y largo plazo.

Por su parte, Bustos y Aguilar (2015) con datos 2003T1-2014T4, excluyen los principales productos hidrocarbúricos tanto de las exportaciones como de las importaciones y estiman al igual que en los anteriores casos la demanda de exportaciones e importaciones por tres enfoques de cointegración: Engle-Granger, Johansen y Modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), bajo la especificación típica que manejan estos modelos. Los autores muestran que la condición M-L en el largo plazo no se satisface con ninguno de los métodos, sin embargo, para las exportaciones el factor determinante resulta ser la demanda externa y para las importaciones la demanda interna.

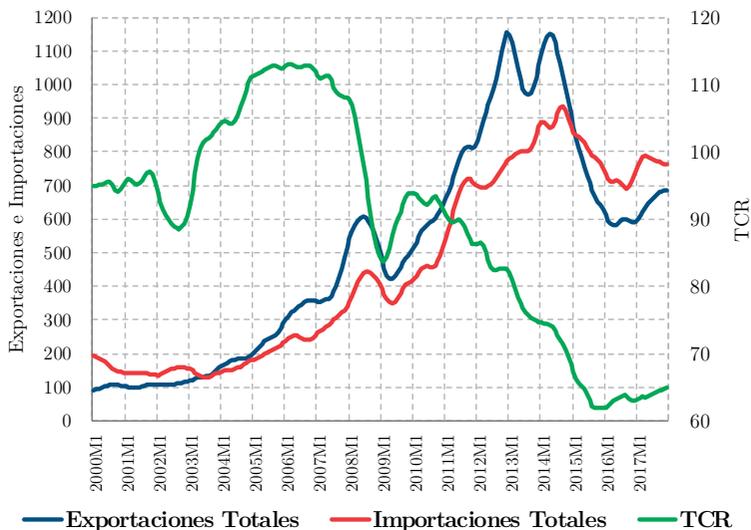
Finalmente, en un trabajo para la región Albornoz (2016) arriba a los mismos resultados en el caso de Bolivia que Gavincha *et al. op. cit.* pero basado en un enfoque de cointegración y su respectivo modelo de corrección de errores mediante la metodología de Engle-Granger con data desde 1993T1 a 2014T4; lo novedoso del trabajo de Albornoz *op. cit.* es que se incluye como variable regresora para ambas demandas la volatilidad del TCR, la cual en el caso de Bolivia no resulta ser significativa económicamente ni estadísticamente a la hora de explicar el desempeño de las exportaciones e importaciones debido al régimen cambiario de *crawling peg* establecido, que ha mostrado casi nula variación desde octubre de 2008.

III. HECHOS ESTILIZADOS PARA BOLIVIA

Un contexto externo favorable asociado a un crecimiento económico sostenido y a tasas de crecimiento económico muy elevadas en las principales economías emergentes en el periodo 2005-2014, que desencadenó un ciclo favorable en los precios de las materias primas, permitió que el valor de las exportaciones aumente de manera acelerada. Este periodo se vio acompañado al mismo tiempo por mejores condiciones contractuales en la exportación de gas natural a nuestros principales mercados, junto con el desarrollo del proyecto minero San Cristóbal (una de las minas a cielo abierto más grandes del mundo).

Por su lado, las importaciones sufrieron un fuerte impulso gracias sobre todo a una mayor demanda de bienes de capital tanto por el sector público como el privado, aspecto que no sólo permitió impulsar el comercio internacional, si no que aumentar en gran medida el crecimiento económico potencial al contar con mayores y mejores stocks de capital. De la misma manera, producto del fuerte crecimiento de la demanda interna, la demanda de insumos importados para la industria fue uno de los principales determinantes de las importaciones.

Gráfico 1: Exportaciones Totales, Importaciones Totales y Tipo de Cambio Real (TCR) 2000M1-2017M12 (En millones de \$us, Agosto de 2003=100)



Nota: Las series corresponden a datos mensuales y fueron desestacionalizadas con el filtro X13 Arima.

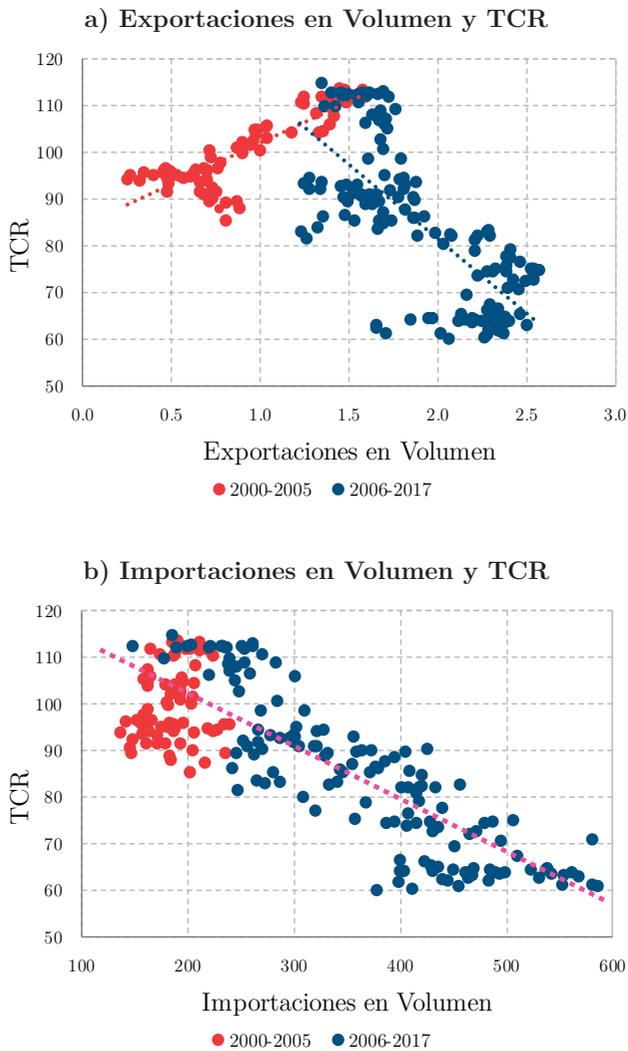
Elaboración: Propia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y Banco Central de Bolivia (BCB).

Empero, tal cual se puede analizar en el gráfico 1, no existe una relación clara entre la evolución de las exportaciones e importaciones con el tipo de cambio real (TCR).

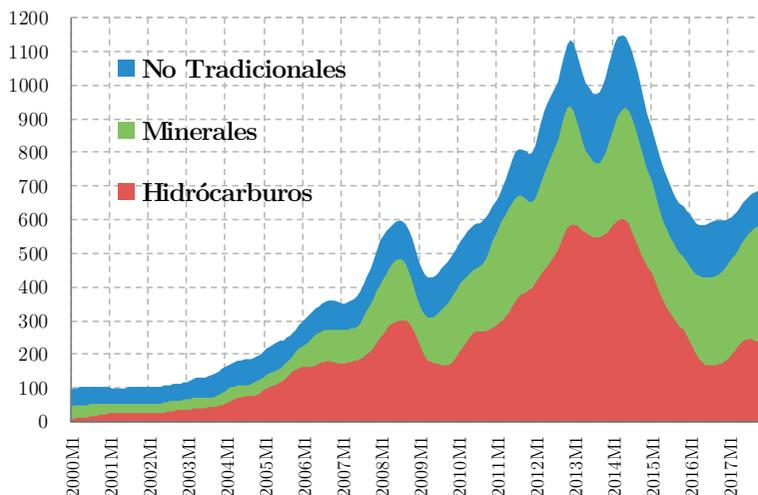
Justamente, el tipo de cambio real viene registrando un comportamiento distinto, sobre todo desde la gestión 2010, respecto el observado tanto en exportaciones como importaciones las cuales crecieron de manera sostenida hasta 2014; en el caso de las exportaciones, su dinamismo sobre todo fue gracias al crecimiento de nuestros principales socios comerciales.

Gráfico 2: Dispersograma
2000M1-2017M12



Evidentemente, si bien, parecería existir una relación significativa y positiva entre el TCR y las exportaciones en el periodo 2000 y 2005 tal cual se esperaría en la teoría, la misma se rompe y cambia de signo entre los años 2006-2017, aspecto por el cual lamentablemente parece no haber un indicio de que una devaluación real se traduzca en una mejoría del volumen exportado. Por el contrario, la relación entre el TCR y el volumen de las importaciones es claramente negativa, acorde a lo previsto por la teoría económica. (Gráfico 2).

Gráfico 3: Exportaciones según Productos
Tradicionales y No Tradicionales
2000M1-2017M12
(En millones de \$us)



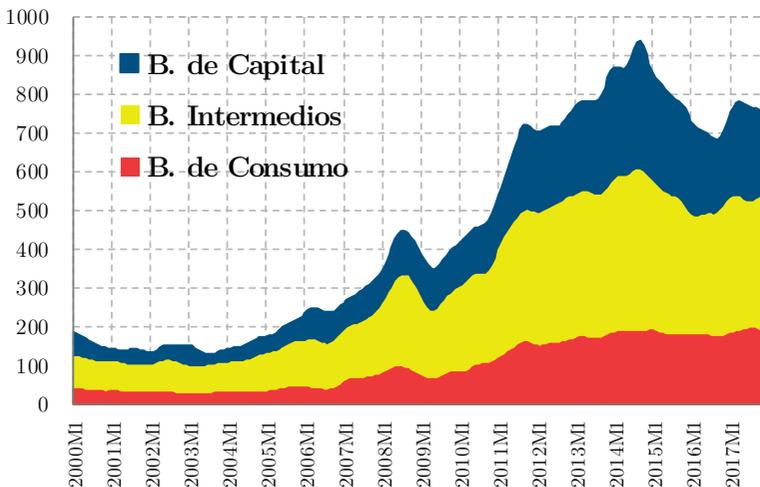
Nota: Las series corresponden fueron desestacionalizadas con el filtro Arima X13.
Elaboración: Propia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Es importante aclarar que parte de la posible inexistencia de una relación clara entre las exportaciones y el TCR, se deba justamente a la estructura de las exportaciones como tal, ya que más del 60% de las mismas corresponden a productos extractivos (gas y minerales) que en la mayoría de los casos la cantidad exportada se

encuentra acotada por contratos establecidos (Argentina y Brasil para gas natural) o se encuentra fijada por metas establecidas por su casa matriz en el ámbito internacional (minera San Cristóbal), aspecto por el cual las exportaciones de estos rubros podrían ser casi insensibles a cambios en el TCR. De igual forma, entre 2005 y 2013 las exportaciones de productos extractivos tradicionales fueron aumentando de manera significativa gracias al desarrollo de nuevos contratos de gas natural sobre todo con el mercado argentino (Gráfico 3). De la misma manera, la puesta en marcha del proyecto minero San Cristóbal a mediados de 2007 incidió de manera significativa en la exportación de minerales principalmente en los concentrados de zinc, plomo y plata.

Gráfico 4: Importaciones según la Clasificación de Uso o Destino Económico (CUODE) 2000M1-2017M12 (En millones de \$us)



B. = Bienes.

Nota: Las series fueron desestacionalizadas con el filtro X13 Arima.

Elaboración: Propia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Por su lado, las importaciones de bienes de capital registraron un incremento significativo en su participación en el total de importaciones debido a la mayor inversión tanto pública como privada que permitió fortalecer el crecimiento económico. Del mismo modo, las importaciones de bienes intermedios se elevaron acorde al fuerte crecimiento registrado en la demanda interna de Bolivia, y las correspondientes necesidades del sector industrial, ante todo (Gráfico 4).

IV. ANALISIS EMPÍRICO

El análisis empírico del presente documento abordará el estudio del impacto de movimientos en el tipo de cambio real sobre el comercio exterior con dos enfoques: (1) Análisis de las elasticidades de la demanda de exportaciones e importaciones junto a la condición Marshall-Lerner⁴ y (2) análisis de la balanza comercial junto a las curvas “S” y “J”. Ambos enfoques se estudiarán en apartados diferentes a continuación.

IV.1. ANÁLISIS DE LAS ELASTICIDADES DEL COMERCIO EXTERIOR

La evidencia empírica hasta el momento ha sido inconsistente en corroborar la hipótesis —condición— Marshall-Lerner (M-L). Los análisis clásicos en busca de evidencia empírica de esta condición realizados por Houthakker y Magee (1969), Khan (1974), Goldstein y Khan (1978), Wilson y Takacs (1979), Warner y Kreinin (1983), Krugman y Baldwin (1987), en general han mostrado sesgos en sus resultados. Debido a que se han basado en estimaciones mediante técnicas econométricas convencionales —Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) y Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS)—,

4 Existen bastantes trabajos que presentan el desarrollo teórico de la condición Marshall-Lerner, para su revisión puede remitirse: Alexander (1959), Chacholiades (1981), Appleyard y Field (1986), Stern (1973), Salvatore (2013) y Bustos y Aguilar (2015).

técnicas que presentan problemas de regresiones espúreas cuando la muestra contiene series no estacionarias, las mismas no están cointegradas o ante la presencia de endogeneidad entre las series estudiadas.

Conforme las técnicas econométricas han avanzado, se ha insistido en realizar nuevas estimaciones de los problemas antiguamente concebidos y la condición M-L no ha sido la excepción. Numerosos trabajos como Bahmani-Oskooee (2002) utilizaron procedimientos de cointegración para verificar tal condición.

Liu, Fan y Shek (2007) utilizan el enfoque de Johansen y Juselius (1990), el cual ha estado entre la preferencia de los autores debido en parte a que el método permite tratar a todas las variables simétricamente. En este mismo plano, siguiendo la metodología de Pesaran y Sin (1998), muchos trabajos como Coporale y Chui (1999) utilizan modelos ARDL en un enfoque de cointegración para la estimación de las elasticidades precio e ingreso del comercio.

Finalmente, Phillips y Hansen (1990) proponen un estimador que emplea una corrección semi-paramétrica para eliminar los problemas causados por la correlación a largo plazo entre la ecuación de cointegración y las innovaciones de los regresores estocásticos. El estimador OLS Totalmente Modificado (FMOLS) resultante es asintóticamente insesgado y eficiente, distribuido normalmente.

El estimador FMOLS emplea estimaciones preliminares de las matrices de covarianza simétricas de largo plazo y de un lado de los residuos. Sea el término de corrección $\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega} \cdot \hat{\Omega}_{22}^{-1} \cdot \hat{\Lambda}_{22}$ donde $\hat{\Omega}$ y $\hat{\Lambda}$ son las matrices de covarianza de largo plazo a partir de un modelo de corrección de error de la forma $y_t = X_t' \beta + D_t' \gamma_1 + \mu_t$ en el que X_t es la matriz de regresores, D_t es una matriz que representa a las tendencias determinísticas y μ_t las innovaciones. En este sentido, definiendo $z_t = (X_t', D_t')'$ e y_t^+ los datos modificados, el estimador FMOLS está dado por:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=2}^T Z_t Y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (4)$$

De tal forma el presente trabajo, en primera instancia, analizará las elasticidades de la demanda de importaciones y exportaciones de Bolivia a largo plazo utilizando tres técnicas complementarias para su estimación: 1) Modelos de rezagos distribuidos (ARDL) según Pesaran y Sin (1998), 2) Modelos de Corrección de Errores (MCE) sobre la base de la metodología de Johansen y Juselius (1990), y 3) Modelos con estimadores de mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS) según Phillips y Hansen (1990).

Los diversos estudios realizados emplean un modelo típico para estimar las diversas elasticidades asociadas al comercio exterior (Goldstein y Kahn, 1985), donde los volúmenes de exportaciones suelen depender de una variable ingreso, en este caso del Producto Interno Bruto (PIB) de los socios comerciales (PIB externo relevante), y una variable precio la cual es el tipo de cambio real. Un incremento del PIB de los socios comerciales estimularía las exportaciones, así como que un aumento del tipo de cambio real incrementaría las exportaciones en términos reales, con lo que la demanda de exportaciones puede ser expresada sobre la base de la siguiente función:

$$X_t = f(TCR_t, PIB_t^*, Z_t) \quad (5)$$

Siendo X_t el logaritmo de las exportaciones en términos reales en el periodo t , TCR_t es el logaritmo del tipo de cambio real en el periodo t , PIB_t^* es el logaritmo del PIB externo relevante que se construye como el promedio ponderado de los PIB de los principales socios comerciales ponderados por su participación en el comercio en el periodo t . Finalmente, Z_t es un vector de variables explicativas que podrían ser empleadas para una correcta

estimación. En esta misma directriz se define las funciones para cada desagregación de las exportaciones, con sus respectivos PIB externo relevante y TCR asociados, estos últimos contruidos con la misma metodología del PIB externo relevante agregado.

Las fuentes de las series son: Banco Central de Bolivia (BCB) para los TCR, Instituto Nacional de Estadísticas de Bolivia para los datos de Exportaciones según Productos Tradicionales y No Tradicionales y los bancos centrales e instituto nacionales de estadísticas de los respectivos socios comerciales de Bolivia para los PIB externos relevantes.

De la misma manera, en el caso de las importaciones, los volúmenes suelen ser función del PIB doméstico —como una medida de ingreso nacional— y del tipo de cambio real. En el primer caso la relación es directa —un incremento en el PIB generaría mayores importaciones—, mientras que en el segundo caso la relación es inversa —una devaluación real disminuye las importaciones— por lo que la demanda de importaciones puede ser expresada a través de la siguiente función:

$$M_t = f(TCR_t, PIB_t, Z_t) \quad (6)$$

Donde M_t es el logaritmo de las importaciones en términos reales en el periodo t , TCR_t es el logaritmo del tipo de cambio real en el periodo t , PIB_t es el logaritmo del PIB de Bolivia en términos reales. En consonancia, se define de igual forma las funciones para cada desagregación de las importaciones, modificando solo la variable regresada. Las fuentes de los datos son: Banco Central de Bolivia (BCB) para el TCR e Instituto Nacional de Bolivia (INE) para el PIB y las Importaciones de acuerdo a la Clasificación de Uso o Destino Económico (CUODE).

Asimismo, las variables son de frecuencia trimestral para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2000 y finales de 2017

(2000T1-2017T4), siendo las mismas desestacionalizadas utilizando la metodología X13-ARIMA.

De este modo, como se describió líneas arriba y con el fin de estudiar con mayor detalle las elasticidades correspondientes, se analizan las exportaciones utilizando varios tipos de desgloses: (1) en su totalidad para ver la magnitud de las elasticidades en conjunto, (2) las correspondientes sólo a hidrocarburos, (3) las de minerales y (4) las no tradicionales. De la misma manera las importaciones son analizadas: (1) en conjunto, (2) bienes de consumo, (3) bienes intermedios y (4) bienes de capital, este desglose permitirá ahondar en mayor medida la problemática del comercio exterior con relación a los estudios empíricos realizados con anterioridad para el caso boliviano.

Antes de pasar a la estimación de las elasticidades correspondientes, es necesario analizar la estacionariedad de las variables a través de tests de raíz unitaria con el fin de estimar el orden de integración de las mismas.

En el resultado del test de raíz unitaria se encuentra que todas las variables tanto para la demanda de exportaciones como para la de importaciones según sus desgloses son integradas de orden uno $I(1)$; los resultados de los respectivos tests de raíz unitaria se encuentran en el Anexo 1.

Al mismo tiempo se aplica el test de cointegración Johanssen-Juselius donde encontramos la existencia de un vector de cointegración tanto para las exportaciones como para las importaciones con relación al ingreso y el tipo de cambio real, aspecto que muestra la posible existencia de una relación de largo plazo entre las variables estudiadas⁵. Además, se debe destacar la existencia de relaciones de cointegración entre los distintos niveles de desagregación tanto

5 Las otras metodologías de cointegración utilizadas en este estudio (ARDL y FMOLS) también muestran la posible existencia de una relación del largo plazo entre las variables estudiadas; estos resultados se encuentran en los Anexos 2 y 3.

de las exportaciones como de las importaciones con sus respectivos determinantes, tanto el TCR asociado como la medida de ingreso empleada (Cuadro 1).

Cuadro 1: Tests de cointegración de Johanssen de las demandas de exportaciones e importaciones.

VARIABLES	Hipótesis Nula	Traza	Máximo Autovalor	Rezagos
X, TCR, PIB*	Ninguna	0,0219	0,0418	2
X_hid, TCR_hid, PIB*_hid	Ninguna	0,0000	0,0274	4
X_min, TCR_min, PIB*_min	Ninguna	0,0001	0,0213	4
X_no_trad, TCR_no_trad, PIB*_no_trad	Ninguna	0,0219	0,0041	4
M, TCR, PIB	Ninguna	0,0022	0,0096	4
M_k, TCR, PIB	Ninguna	0,0000	0,0000	3
M_i, TCR, PIB	Ninguna	0,0118	0,0011	1
M_c, TCR, PIB	Ninguna	0,0067	0,0438	2

Nota:

(1) X: Exportaciones, X_no_trad: Exportaciones no tradicionales, X_min: Exportaciones mineras, X_hid: Exportaciones de hidrocarburos, M: Importaciones, M_k: Importaciones de bienes de capital, M_c: Importaciones de bienes de consumo, M_i: Importaciones de bienes intermedios, PIB: PIB doméstico, PIB*: PIB externo relevante, PIB*_no_trad: PIB externo relevante no tradicional, PIB*_min: PIB externo relevante minero, PIB*_hid: PIB externo relevante hidrocarburífero; TCR: Tipo de cambio real, TCR_no_trad: Tipo de cambio real no tradicional, TCR_min: Tipo de cambio real minero, TCR_hid: Tipo de cambio real hidrocarburífero.

(2) Para los estadísticos traza y máximo autovalor se presenta la respectiva probabilidad asociada.

(3) La elección óptima de rezagos fue determinada a través de los criterios de Akaike y Schwarz en los modelos de de Vectores Autoregresivos (VAR) subyacentes como lo sugiere Enders (2015).

Tomando en cuenta la existencia de posibles relaciones de cointegración entre la demanda de exportaciones e importaciones y sus respectivos determinantes, se procede a estimar las distintas

elasticidades de largo plazo utilizando las técnicas econométricas señaladas con anterioridad.

Cuadro 2: Estimaciones de elasticidades de la demanda de exportaciones

		TCR					
		ARDL		FMOLS		VCE	
		Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
1	Exportaciones Totales	0,60	***	0,66	***	0,56	***
1-1	Exportaciones de Hidrocarburos	0,41		0,14		0,28	
1-2	Exportaciones de Minería	0,18		0,21		0,30	*
1-3	Exportaciones No Tradicionales	0,99	*	0,62	**	0,90	**

		PIB Externo					
		ARDL		FMOLS		VCE	
		Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
1	Exportaciones Totales	1,76	***	1,78	***	1,58	***
1-1	Exportaciones de Hidrocarburos	2,48	***	2,75	**	2,90	***
1-2	Exportaciones de Minería	1,02	***	1,33	***	1,14	***
1-3	Exportaciones No Tradicionales	2,34	***	1,69	***	1,99	***

Nivel de significación al 10% (*), al 5% (**), y al 1% (***).

Por el lado de las estimaciones de la demanda de exportaciones, se encuentran los siguientes resultados para el caso boliviano⁶:

6 Los respectivos test sobre los supuestos de cada metodología para cada modelo, tanto de las demandas de exportaciones como de las demandas de importaciones se encuentran en el Anexo 2 y 3 de este documento.

- Las estimaciones de la elasticidad de las exportaciones totales al Tipo de Cambio Real (TCR) mediante las tres técnicas (ARDL, FMOLS y VEC) son significativas y consistentes en términos de magnitud y signo, mostrando ser inelástica, es decir, una devaluación real de 1% se traduce en una mejoría en el volumen de exportaciones en una menor proporción.
- Las elasticidades de las exportaciones de hidrocarburos y minería al TCR no son significativas con ninguna de las metodologías empleadas, implicando que no existe una respuesta significativa de estos dos tipos de exportaciones al TCR. Este aspecto se origina debido a que en ambos casos se tienen cantidades contractuales establecidas *a priori* con los respectivos mercados en el caso del gas natural, y definidas por objetivos de las casas matrices (internacionales) de las principales empresas mineras, por ejemplo, la Empresa Minera San Cristóbal. Es importante destacar que ambos tipos de exportaciones representan casi el 60% del valor total de las exportaciones.
- Las exportaciones de productos no tradicionales, entre los que se puede citar a los sojeros, joyería entre otros, muestran una elasticidad al TCR significativa y casi unitaria consistente entre todos los tipos de estimaciones. Es importante destacar que para este tipo de productos la elasticidad es mayor que para las exportaciones totales, aspecto que explicaría la permanente demanda de este sector industrial en nuestro país para realizar una potencial devaluación con el fin de mejorar en algo la competitividad del sector. Las restricciones a la exportación impuestas a algunos bienes no tradicionales como el azúcar y la soya en grano, si bien lograron su cometido de permitir abastecer el mercado interno, podrían haber reducido de cierta manera las estimaciones encontradas.
- Los resultados más importantes son los que se muestran en términos de las elasticidades de las exportaciones y sus

diversas desagregaciones con relación al PIB externo relevante⁷, es decir, sus elasticidades ingreso en todos los casos y todas las metodologías de estimación muestran ser mayores a la unidad o incluso el doble, lo que indicaría que la demanda de exportaciones es más que elástica al PIB externo relevante. Este resultado es fundamental, ya que al momento de discutir cual es el principal determinante de las exportaciones resulta ser que es esta variable y no el TCR para el caso boliviano.

- En cuanto a las magnitudes de las elasticidades del PIB externo relevante encontramos que las exportaciones tanto de hidrocarburos como las no tradicionales son las que mayor sensibilidad muestran.

En tal sentido la respuesta de las exportaciones al TCR es inelástica en promedio (aunque mayor para los productos no tradicionales). Por otro lado, las elasticidades al PIB externo relevante muestran ser mucho mayores (elásticas), aspecto que señalaría que al momento de explicar la evolución de las exportaciones es mucho más importante esta variable que el TCR.

7 Estimado de manera diferencial para cada tipo de desagregación de las exportaciones, con las respectivas ponderaciones a los principales socios comerciales para cada tipo de exportación.

Cuadro 3: Estimaciones de elasticidades de la demanda de importaciones

		TCR					
		ARDL		FMOLS		VCE	
		Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
2	Importaciones Totales	-0,29		-0,29	***	-0,24	**
2-1	Importaciones de Bienes de Capital	-1,11	**	-1,36	***	-1,28	**
2-2	Importaciones de Bienes Intermedios	-0,38	*	-0,53	***	-0,58	***
2-3	Importaciones de Bienes de Consumo	-1,04	**	-0,61		-1,06	***
		PIB					
		ARDL		FMOLS		VCE	
		Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
2	Importaciones Totales	1,27	***	1,42	***	1,32	***
2-1	Importaciones de Bienes de Capital	2,23	**	2,19	***	2,15	**
2-2	Importaciones de Bienes Intermedios	0,97	***	0,90	***	1,01	***
2-3	Importaciones de Bienes de Consumo	1,91	***	1,68	***	1,31	***

Nivel de significación al 10% (*), al 5% (**) y al 1% (***).

Adicionalmente, las estimaciones de las importaciones muestran los siguientes resultados:

- Las estimaciones respecto al TCR muestran el signo esperado por la teoría económica, es decir, negativo (Cuadro 3).

- La elasticidad de las importaciones totales al TCR es sustancialmente menor que la observada para las exportaciones; la mayor elasticidad al TCR, en este caso superior a la unidad, se da para los bienes de capital, por lo que una potencial devaluación podría afectar negativamente y de una manera más que proporcional a las importaciones de este tipo de bienes, afectando sobre todo a la inversión.
- Las elasticidades de las importaciones al PIB son sustancialmente mayores que al TCR —al igual que en las exportaciones—, sobre todo para el caso de las importaciones de bienes de capital y los bienes de consumo.

Las importaciones, al igual que las exportaciones, muestran una sensibilidad menor al TCR con relación a su otro principal determinante, en este caso el PIB doméstico. Para el caso de las importaciones de bienes de capital se encuentra que las mismas son muy elásticas al TCR.

Finalmente analizando la condición Marshall-Lerner, para el caso de la economía boliviana que posee un régimen cambiario tipo *crawling-peg*, se encuentra que la suma de las elasticidades de las exportaciones e importaciones totales al TCR es menor a la unidad considerando las tres metodologías vistas (Cuadro 4)⁸, por lo que la citada condición no se cumpliría en el sentido de que una devaluación real necesariamente mejoraría la balanza comercial, resultado consistente con el encontrado en el trabajo de Bustos y Aguilar *op. cit.*

8 Las estimaciones de las series sin desestacionalizar, que son integradas de orden uno I(1) y cointegran en cada caso, muestran resultados similares; empero los modelos dan cuenta de una bondad de ajuste menor, con un deterioro, no significativo, en algunos test estadísticos en la evaluación de los mismos.

Cuadro 4: Condición Marshall-Lerner según las tres metodologías

	ARDL	FMOLS	VCE
Condición Marshall-Lerner (M-L)	0,89	0,95	0,81

Elaboración: Propia.

IV.2. LAS CURVAS “S” Y “J”, EL COMPORTAMIENTO DE LA BALANZA COMERCIAL.

En el anterior apartado se realizó un análisis de largo plazo, sin embargo, es relevante también ver el desempeño de la balanza comercial ante movimientos en el tipo de cambio real en el corto plazo. Para esta labor inicialmente se busca evidenciar si los datos de Bolivia muestran la presencia de la Curva “S”, una regularidad empírica reciente en la literatura de la economía internacional encontrada por Backus, Kehoe, y Kydland (1994) para economías desarrolladas y replicada exitosamente más tarde para economías en desarrollo por Senhadji (1998).

Esta curva, considerando un horizonte de corto y mediano plazo, se construye como la correlación cruzada pasada y futura entre la Balanza Comercial (*BC*) y el Tipo de Cambio Real (*TCR*), obteniéndose una trayectoria de correlaciones (o puntos en R^2) positivas y otra de negativas. Los autores que la identificaron originalmente explican que este co-movimiento de ambas variables es el resultado de la respuesta de la economía a shocks exógenos que afectan el TCR o los términos de intercambio, ello formalizado

a través de modelos de crecimiento estocásticos⁹. De este modo, Backus *et al. op. cit.* y Senhadji *op. cit.* muestran tras su modelación que de forma aislada la correlación positiva podría ser explicada por un incremento en el TCR —depreciación—, mientras por su parte la correlación negativa por una reducción en esta misma variable.

Formalmente, la Curva “S” se define así:

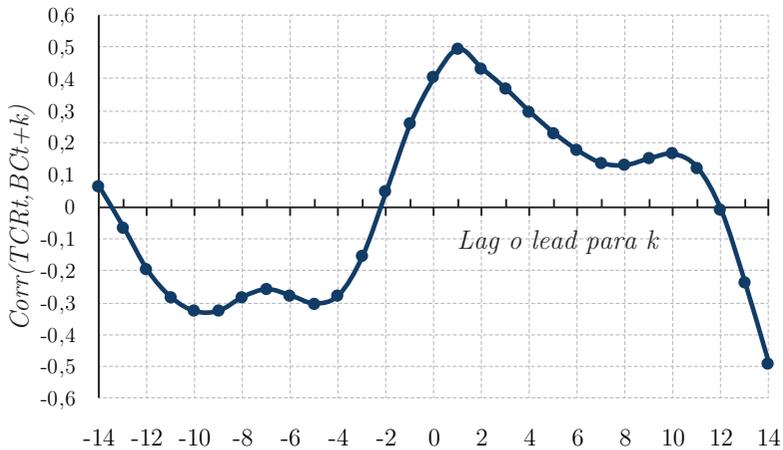
$$\text{Corr}(\text{TCR}_t, \text{BC}_{t+k}) = \frac{\sum(\text{TCR}_t - \overline{\text{TCR}})(\text{BC}_{t+k} - \overline{\text{BC}})}{\sqrt{\sum(\text{TCR}_t - \overline{\text{TCR}})^2(\text{BC}_{t+k} - \overline{\text{BC}})^2}} \quad (7)$$

Donde $\overline{\text{TCR}}$ y $\overline{\text{BC}}$ representan los promedios de sus respectivas variables, y con *leads* y *lags* denotados respectivamente por números positivos y negativos para k . En el caso de este trabajo se tiene $k = -14, \dots, 14$, utilizando información de frecuencia trimestral (2000T1:2017T4). Asimismo, la balanza comercial se define como $\text{BC}_t = \frac{X_t - M_t}{\text{PIB}_t}$ con X_t , M_t y PIB_t medidas a precios corrientes, estas tres últimas son extraídas de los datos del INE mientras que la serie del TCR corresponden a la elaborada por el BCB; las series fueron desestacionalizadas¹⁰ con el filtro X13 Arima. Todo ello siguiendo la literatura que abordó la construcción de esta curva —vea Backus, Kehoe y Kydland *op. cit.*, Bahmani-Oskooee y Ratha (2007), Bahmani-Oskooee, Gelan, y Ratha (2008) y Bahmani-Oskooee y Hegerty, (2010)—.

9 La equivalencia entre el TCR y los términos de intercambio surge de modelos económicos que representan el comercio a través de dos países y dos bienes, lo que da lugar a que ambos precios sean iguales. Los autores señalados toman en cuenta este hecho a la hora de construir sus modelos que buscan explicar la curva “S”. Asimismo, por ejemplo, Coudert, Couharde y Mignon (2008) encuentran para países exportadores de *commodities* y exportadores de petróleo que el TCR y los precios de los *commodities* presentan un comovimiento.

10 En el caso de optar por las series con su componente estacional, la trayectoria de puntos que traza la curva “S” para el caso boliviano no varía significativamente respecto del presentado.

Gráfico 5: Curva “S” para Bolivia
2000 Trim I - 2017 Trim IV



Elaboración: Propia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y Banco Central de Bolivia (BCB).

La Curva “S” en el caso de Bolivia enfocada específicamente para la correlación positiva de ambas variables, muestra que entorno a $k=0$ la balanza comercial mejoraría producto de una devaluación real, no obstante, posteriormente dicha mejoría tiende a reducirse notablemente hasta volverse negativa a partir del trimestre doceavo (Gráfico 5). Este hecho podría implicar que en el corto y mediano plazo existe una escasa respuesta positiva de la balanza comercial a una devaluación del TCR bajo un esquema de tipo de cambio *crawling peg*, que se iría revirtiendo al transcurrir los trimestres,

aspecto que de cierta manera confirmaría el hallazgo de la sección anterior del no cumplimiento de la relación M-L¹¹.

Con el fin de corroborar los resultados anteriores en los que aparentemente no existe una relación significativa entre el tipo de cambio real y la balanza comercial y por ende el producto, se estima la denominada Curva “J”.

Teóricamente, una devaluación mejora las exportaciones netas, ya que incrementa la competitividad externa y por ende aumentan las exportaciones y desalienta las importaciones. Sin embargo, muchas veces sucede lo contrario, especialmente, en el corto plazo.

El proceso de ajuste en la balanza comercial que sigue a una devaluación de la moneda exhibe tres fases:

- a) El saldo comercial inicialmente empeora.
- b) A medida que las elasticidades de demanda de las exportaciones e importaciones se aproximan a sus valores de largo plazo, el saldo de la balanza mejora;
- c) Y finalmente supera su estado inicial una vez que se cumple la condición M-L.

Este proceso es comúnmente descrito en la literatura económica como la Curva “J”.

La presencia de un período inicial con saldo comercial desfavorable se debe a que los cambios se darán con mayor amplitud en precios y no en cantidades; es así que la devaluación puede considerarse contractiva a corto plazo porque la producción de bienes transables

11 A efectos de ver la robustez de esta medición, siguiendo el trabajo de Backus *et al. op. cit.*, se calcula la misma curva “S” pero en lugar de emplear al TCR se utilizan a los términos de intercambio; en este caso tal cual se muestra en el Anexo 4 los resultados son similares a los encontrados con la metodología anterior, confirmándose que no existiría una respuesta positiva significativa en la balanza comercial ante cambios en el TCR.

es rígida en este período (en general, como consecuencia de características tecnológicas del proceso productivo).

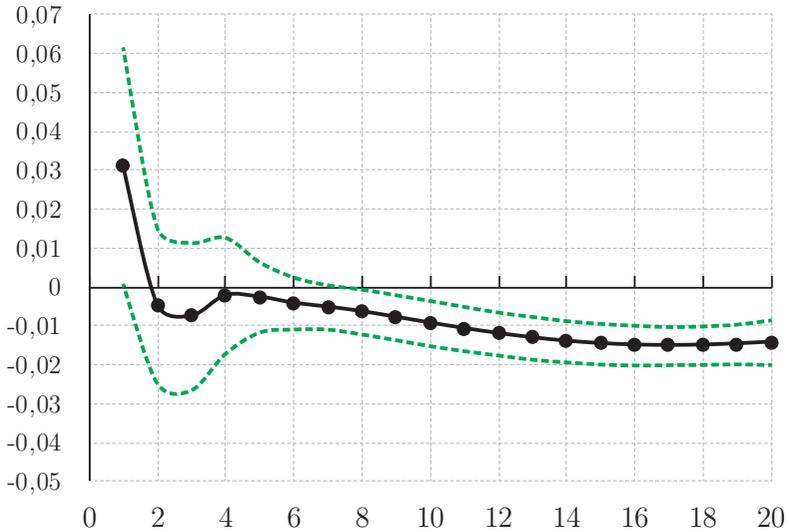
Entonces, los efectos inmediatos de la devaluación dependerán de las elasticidades de demanda tanto de las exportaciones como de las importaciones: si ambas son elásticas respecto a la variable precio (que en cada caso sería el TCR), entonces el resultado a corto plazo conllevaría a una mejora en la balanza comercial. De lo contrario, el resultado será una profundización del déficit. En este sentido siguiendo a Lal y Lowinger (2002), Onafowora (2003), Akbostanci (2004) y Azis (2012) entre algunos de los trabajos realizados en este campo y sus especificaciones, tenemos que la balanza comercial es una función del TCR, el PIB externo relevante, el PIB doméstico y un vector Z de variables explicativas.

$$BC_t = f(TCR_t, PIB_t^*, PIB_t, Z_t) \quad (8)$$

Sobre la base de esta forma funcional se estima un vector de corrección de error (VEC) siguiendo la metodología de Johansen y Juselius (1990) para las variables seleccionadas tomando en cuenta que las mismas son integradas de orden 1 (Anexo 1). La ventaja del modelo VEC es que permite corroborar los resultados de largo plazo para la condición M-L obtenida a través de la estimación realizada de las demandas de exportaciones e importaciones, además de verificar la existencia de la Curva “J” mediante funciones de impulso respuesta como lo sugiere la evidencia empírica de otros trabajos considerados en la revisión de la literatura.

De esta manera, inicialmente se evidencia que la balanza comercial y sus respectivos determinantes se encuentran cointegradas (Cuadro 5). Asimismo, mediante la ecuación de cointegración (ecuación 9) se observa que en el largo plazo la balanza comercial es elástica con relación a cambios tanto en el PIB externo relevante como del PIB doméstico, lo cual no se verifica para TCR (elasticidad nula).

Gráfico 6: Respuesta de la BC a una innovación del TCR usando Factores Generalizados



Elaboración: Propia.

V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La estabilidad del tipo de cambio existente en Bolivia desde finales de 2011, en el marco de régimen de *crawling-peg* con ligeras fluctuaciones acotadas en una banda, ha llevado a la palestra de la discusión económica la importancia de realizar una posible variación en el tipo de cambio con el fin de mejorar de cierta manera las cuentas externas del país. Es importante destacar que este debate fue instaurado esencialmente por el sector industrial exportador de productos no tradicionales como la soya, joyería, madera entre otros.

Los principales resultados del presente documento de investigación encuentran que, debido a la elevada participación de productos de casi nula sensibilidad al tipo de cambio real, en este caso

hidrocarburos y minerales, las exportaciones muestran ser inelásticas, aspecto asociado a que las cantidades exportadas de los mismos se encuentran fijadas bajo contrato o por metas de producción. Para el caso de las exportaciones de productos no tradicionales, se encuentra una elasticidad mayor, y ligeramente cercana a la unidad, aspecto que explicaría los constantes reclamos de este sector; pero se debe destacar que solo estas representan alrededor del 33% de las exportaciones.

Adicionalmente las exportaciones mostraron ser mucho más sensibles, en términos de volumen, al PIB externo relevante, es decir, al desempeño económico de nuestros principales socios comerciales, por lo que al momento de analizar qué realmente importa en la evolución del sector exportador, definitivamente el TCR no es la variable más relevante.

Por el lado de las importaciones se encuentran resultados similares en términos de magnitudes a los encontrados para las exportaciones. Se debe destacar que una posible devaluación real se podría traducir en un mayor deterioro proporcional para el caso de los bienes de capital y de consumo, afectando negativamente, por ende, a la inversión y al consumo.

En tal sentido, con estos resultados se encuentra que, en consonancia al trabajo de Aguilar y Bustos *op. cit.*, la condición Marshall-Lerner aparenta no cumplirse para el caso boliviano, por lo que una devaluación no se traduciría necesariamente en una mejoría de la balanza comercial.

Por su lado, el cálculo de la Curva “S” para el caso de Bolivia muestra que, si bien en el corto plazo puede existir una relación positiva entre la balanza comercial y el TCR, en el largo plazo la misma se va diluyendo hasta volverse poco significativa.

Estos resultados son corroborados con la estimación de una Curva “J”, que muestra evidentemente la inexistencia de una relación

estadística significativa entre la balanza comercial y el tipo de cambio real.

El presente trabajo trató de abordar la problemática del tipo de cambio real sobre el comercio exterior encontrando resultados importantes en el marco de algunos agregados macroeconómicos; empero, se debería considerar para futuras investigaciones analizar estos resultados en el marco de un modelo de equilibrio general estocástico con el fin de caracterizar todos los comportamientos económicos posibles y sus potenciales interacciones.

REFERENCIAS

- Akbostanci, E. (2004). Dynamics of the trade balance: the Turkish J-curve. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 57-73.
- Albornoz, M. (2016). *Tesis de Maestría: Elasticidades de comercio exterior en Latinoamérica. Estimaciones para el periodo 1993-2014*. Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de La Plata.
- Alexander, S. (1959). Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches. *American Economic Review*, 49, 22-42.
- Andersen, P. (1993). The 45-rule revisited. *Applied Economics*, 25, 1279-1284.
- Appleyard, D. & Field, A. (1986). A Note on Teaching the Marshall-Lerner Condition. *The Journal of Economic Education*, 17(1), 52-56.
- Arandia, H., Cuba, P., Zambrana, B. & Zambrana, H. (2006). Notas 2: Efectos de la apreciación cambiaria. *Notas de Coyuntura. Unidad de Análisis de Política Sociales y Económicas (UDAPE)*, 11-20.
- Aziz, N. (2012). Does A Real Devaluation Improve The Balance Of Trade?: Empirics From Bangladesh Economy. *The Journal of Developing Areas*, 46(2), 19-41.
- Backus, D., Kehoe, P. & Kydland, F. (1994). Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve? *American Economic Review*, 84(1), 84-103.
- Baek, J. (2007). The J-curve effect and the US-Canada forest products trade. *Journal of Forest Economics*, 13(4), 245-58.
- Bahmani-Oskooee, M. (2002). Does black market exchange rate volatility deter the trade flows? Iranian experience. *Applied Economics*, 34, 2249-2255.
- Bahmani-Oskooee, M. & Bolhasani, M. (2008). The J-curve: evidence from commodity trade between Canada and the US. *Journal of Economics and Finance*, 32(3), 207-25.

- Bahmani-Oskooee, M. & Brooks, T. (1999). Cointegration approach to estimating bilateral trade elasticities between US and her trading partners. *International Economic Journal*, 13(4), 119-128.
- Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S. (2010). The J- and S-curves: a survey. *Journal of Economic Studies*, 37.
- Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S. W. (2010). The J- and S-curves: a survey of the recent literatura. *Journal of Economic Studies*, 37(6), 580 - 596.
- Bahmani-Oskooee, M. & Kara, O. (2005). Income and price elasticities of trade: some new estimates. *The International Trade Journal*, 19(2), 165-178.
- Bahmani-Oskooee, M. & Niroomand, F. (1998). Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters*, 61(1), 101-109.
- Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2004). The J-curve: a literature review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-98.
- Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2007). Bilateral S-curve between Japan and her trading. *Japan and the World Economy*, 19(4), 483-489.
- Bahmani-Oskooee, M. & Wang, Y. (2008). The J-curve: evidence from commodity trade between US and China. *Applied Economics*, 40(21), 2735-47.
- Bahmani-Oskooee, M., Gelan, A. & Ratha, A. (2008). S-curve dynamics of trade in Africa. *African Development Review*, 20(2), 335-342.
- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H. & Hegerty, S. (2013). Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review. *Journal of Economic Studies*, 40(3), 411-443.
- Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. & Ratha, A. (2008). The S-curve in emerging markets. *Comparative Economic Studies*, 50(2), 341-351.

- Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento/Banco Mundial. (2017). *Entre la espada y la pared: El dilema de la política monetaria en América Latina y el Caribe*.
- Boyd, D., Caporale, G. & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance & Economics*, 6, 187-200.
- Breuer, J. & Clements, L. (2003). The commodity composition of US-Japanese trade and the Yen/Dollar real exchange rate. *Japan and the World Economy*, 15, 307-30.
- Bustos, P. & Aguilar, R. (2015). Estimando la condición Marshall-Lerner para le economía boliviana: 2003-2014. 8° Encuentro de Economistas de Bolivia. Sucre, Bolivia.
- Candia, G., Zambrana, H., Antelo, E. & Valverde, F. (1993). Determinantes de las Exportaciones en Bolivia. *Análisis Económico*, 6.
- Caporale, G. & Chui, M. (1999). Estimating income and price elasticities of trade in a cointegration framework. *Review of International Economics*, 7(2), 192-202.
- Chacholiades, M. (1981). *Principles of International Economics*. New York: McGraw-Hill Book Company.
- Chang, T. (1945). International Comparison of Demand for Imports. *Review of Economics Studies*, 53-67.
- Chang, T. (1948). A Statistical Note on World Demand for Exports. *Review of Economics and Statistics*, 106-116.
- Coudert, V., Couharde, C. & Mignon, V. (2008). Do Terms of Trade Drive Real Exchange Rates? Comparing Oil and Commodity Currencies. *Working Papers 2008-32, CEPII research center*.
- De Gregorio, J. (2013). *Resilience in Latin America: Lessons from Macroeconomic Management and Financial Policies*. Fondo Monetario Internacional.

- Deyak, T., Sawyer, W. & Sprinkle, R. (1990). The effects of exchange rate changes on prices and quantities in US foreign trade. *The International Trade Journal*, 77-92.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (Fourth ed.). United States of America: John Wiley & Sons.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Ferrufino, R. (1993). El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el período post-estabilización. *Revista de Análisis Económico - Unidad de Analisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE)*.
- Floyd, J. & Hynes, J. (1968). Economic growth, price trends, and the US balance of trade: 1925-62. *Journal of Political Economy*, 78(6), 1209-1223.
- Gavincha, M., Quispe, S., & Velasquez, F. (2011). Balanza Comercial y Shocks de Oferta en Bolivia. 4° Encuentro de Economistas Bolivia. Sucre, Bolivia.
- Goldstein, M. & Kahn, M. (1985). Income and price effects in foreign trade. *Handbook of International Economics*, 2, 1041-1105.
- Goldstein, M. & Khan, M. (1978). The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *Review of Economics and Statistics*, 60, 275-286.
- Hansen, B. (1992). Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends. *Journal of Econometrics*, 53, 87-121.
- Haynes, S. & Stone, J. (1982). Impact of the terms of trade on the US trade balance: a reexamination. *The Review of Economics and Statistics*, 64(4), 702-706.
- Himarios, D. (1985). The effects of devaluation on the trade balance: a critical view and reexamination of Miles's (new results). *Journal of International Money and Finance*, 4, 553-563.

- Himarios, D. (1989). Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited. *Economic Enquiry*, 27, 143-168.
- Hodrick, R. & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.
- Houthakker, H. & Magee, S. (1969). Income and Price Elasticities in World Trade. *Review of Economics and Statistics*, 111-125.
- Humérez, N. & Bernal, E. (2012). Determinantes del flujo de exportaciones de Bolivia: una aproximación cuantitativa mediante la ecuación gravitacional. 5° Encuentro de Economistas Bolivia. Santa Cruz, Bolivia.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. *Oxford University Press on Demand*.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kenen, P. & Rodrik, D. (1986). *Measuring and analyzing the effects of short-term volatility* (Vol. 68). The Review of Economics and Statistics.
- Khan, M. (1974). Import and export demand in developing countries. *IMF Staff Papers*, 21, 678-93.
- Krugman, P. & Baldwin, R. (1987). The persistence of the U.S. trade deficit. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-43.
- Kumar, S. (2009). An empirical evaluation of export demand in China. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 2(2), 100-109.

- Lal, A. & Lowinger, T. (2002). The J-curve: evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17(2), 397-415.
- Langwasser, K. (2009). Global current account adjustment: trade implications for the Euro area countries. *International Economics and Economic Policy*, 6(2), 115-133.
- Lerner, A. (1944). *The Economics of Control*. London: Macmillan.
- Liu, L., Fan, K. & Shek, J. (2007). Hong Kong's trade patterns and trade elasticities. *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, 21-31.
- Loza, G. (2000). Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: El caso de la economía boliviana. *Revista de Análisis - Banco Central de Bolivia (BCB)*, 3(1).
- Luna, B. (2011). La apreciación del tipo de cambio y su efecto en la balanza comercial. Caso boliviano (2006 - 2008). *Revista de Análisis - Banco Central de Bolivia (BCB)*, 15, 45-96.
- Machlup, F. (1950). *Elasticity pessimism in international trade. Economia Internazionale* (Vol. III).
- Magee, S. (1973). Currency contracts, pass-through and devaluations. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(2), 303-25.
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan.
- McPheters, L. & Stronge, W. (1979). Impact of the terms of trade on the US trade balance: a cross-spectral analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 61(3), 451-455.
- Miles, M. (1979). The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results. *Journal of Political Economy*, 87(3), 600-620.
- Morales, R. (2009). La curva J, ¿un fenómeno general? *Análisis Económico*, XXIV(56), 37-62.
- Onafowora, O. (2003). Exchange rate and the trade balance in East Asia: is there a J-curve? *Economics Bulletin*, 5(18), 1-13.

- Orcutt, G. (1950). Measurements of Price Elasticities in International Trade. *Review of Economics and Statistics*, 117-132.
- Pesaran, M. & Shin, Y. (1998a). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Pesaran, M. & Shin, Y. (1998b). Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economics Studies*, 57, 99-125.
- Piña, M., Jiménez, N. & Chunchu, P. (2017). Concentración en el destino de las exportaciones: un análisis empírico para los países de la Comunidad Andina de Naciones. *Económica*, 2, 55-65.
- Prawoto, R. (2007). Cointegration analysis on trading behavior in four selected ASEAN countries before monetary crisis. *Gadjah Mada International Journal of Business*, 9(2), 273-290.
- Razafimahefa, I. & Hamori, S. (2005). Import demand function: some evidence from Madagascar and Mauritius. *Journal of African Economies*, 14(3), 411-434.
- Reinhart, C. (1995). Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries. *IMF Staff Papers*, 42(2), 290-312.
- Robinson, J. (1937). *Essays in the Theory of Employment*. New York: Macmillan.
- Salvatore, D. (2013). *International Economics (11va edición)*. United States of America: Wiley.

- Senhadji, A. (1998). Dynamics of the trade balance and the terms of trade in LDCs: the S-curve. *Journal of International Economics*, 46(1), 105-131.
- Sinha, D. (2001). A note on trade elasticities in Asian countries. *The International Trade Journal*, 15(2), 221-237.
- Stern, R. (1973). *The Balance of Payments*. Chicago: Aldine.
- Warner, D. & Kreinin, M. (1983). Determinants of international trade flows. *Review of Economics and Statistics*, 65, 96-104.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838.
- Wilson, J. & Takacs, W. (1979). Differential response to price and exchange rate influences in the foreign trade of selected industrial countries. *Review of Economics and Statistics*, 61(2), 267-279.

ANEXO 1: TESTS DE RAÍZ UNITARIA

Variable	Series en Niveles		Series en Primera Diferencia	
	ADF P-Valor	Decisión	ADF P-Valor	Decisión
PIB	0,97	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
PIB*	0,99	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
PIB*_no_trad	0,89	Raíz Unitaria	0,01**	Estacionaria
PIB*_min	0,98	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
PIB*_hid	0,95	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
TCR	0,85	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
TCR_no_trad	0,95	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
TCR_min	0,74	Raíz Unitaria	0,06*	Estacionaria
TCR_hid	0,65	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
BC	0,79	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
X	0,20	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
X_no_trad	0,15	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
X_min	0,50	Raíz Unitaria	0,04**	Estacionaria
X_hid	0,09*	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
M	0,85	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
M_k	0,68	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
M_c	0,79	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria
M_i	0,96	Raíz Unitaria	0,00***	Estacionaria

ADF: Augmented Dickey-Fuller.

Nivel de significación al 10% (*), al 5% (**) y al 1% (***).

BC: Balanza Comercial, X: Exportaciones, X_no_trad: Exportaciones no tradicionales, X_min: Exportaciones mineras, X_hid: Exportaciones de hidrocarburos, M: Importaciones, M_k: Importaciones de bienes de capital, M_c: Importaciones de bienes de consumo, M_i: Importaciones de bienes intermedios, PIB: PIB doméstico, PIB*: PIB externo relevante, PIB*_no_trad: PIB externo relevante no tradicional, PIB*_min: PIB externo relevante minero, PIB*_hid: PIB externo relevante hidrocarburífero; TCR: Tipo de cambio real, TCR_no_trad: Tipo de cambio real no tradicional, TCR_min: Tipo de cambio real minero, TCR_hid: Tipo de cambio real hidrocarburífero.

ANEXO 2: TESTS ASOCIADOS A LAS ESTIMACIONES DE LAS DEMANDAS DE EXPORTACIONES

Nomenclatura de descripción para los modelos	
Modelo	Variables del modelo
1	X, TCR. PIB*
1-1	X_hid, TCR_hid. PIB*_hid
1-2	X_min, TCR_min, PIB*_min
1-3	X_no_trad, TCR_no_trad. PIB*_no_trad

2.1. ARDL¹⁴

Cointegración

Ho: No existe relación de cointegración			
Modelo	Estadístico F	Decisión	Prob.
1	6,60	Se rechaza Ho	***
1-1	3,87	Se rechaza Ho	**
1-2	11,90	Se rechaza Ho	***
1-3	4,89	Se rechaza Ho	***

14 Para los modelos ARDL que siguen en todo el anexo: i) la elección de rezagos obedece al criterio de Akaike, ii) los tests de normalidad están referido al estadístico de Jarque-Bera, y iii) los tests de autocorrelación y heterocedasticidad son del tipo LM (Lagrange multiplier); en el caso de la autocorrelación corresponde al test estadístico de Breusch-Godfrey y para la heterocedasticidad al test de Breusch-Pagan-Godfrey (BPG).

Normalidad

Ho: Los residuos presentan una distribución normal		
Modelo	Estadístico J-B	Prob.
1	0,37	0,82
1-1	0,81	0,67
1-2	0,26	0,88
1-3	0,80	0,67

Autocorrelación

Ho: No correlación serial		
Modelo	Estadístico	Prob.
1	0,98	0,61
1-1	4,48	0,11
1-2	2,14	0,34
1-3	2,70	0,26

Heterocedasticidad

Ho: No existe heterocedasticidad		
Modelo	Estadístico	Prob.
1	29,34	0,70
1-1	13,36	0,57
1-2	12,73	0,24
1-3	55,67	0,30

2.2. FMOLS¹⁵

Cointegración

Ho: Las series están cointegradas			
Modelo	Estadístico L_C	Prob.	Decisión
1	0,26	>0,2	No se rechaza Ho
1-1	0,62	0,14	No se rechaza Ho
1-2	0,67	0,11	No se rechaza Ho
1-3	0,37	>0,2	No se rechaza Ho

Normalidad

Ho: Los residuos presentan una distribución normal		
Modelo	Estadístico J-B	Prob.
1	0,82	0,66
1-1	4,53	0,10
1-2	0,36	0,84
1-3	2,06	0,36

15 Como se indicó este método modifica los mínimos cuadrados para tener en cuenta los efectos de la correlación serial y la endogeneidad en los regresores que resultan de la existencia de una relación de cointegración. Asimismo, para todos los modelos de este tipo en la amplitud de este anexo el test de cointegración corresponde al test de inestabilidad de Hansen (1992), cuyos resultados son robustos al utilizar el test de cointegración de Engle-Granger basado en residuos.

2.3. VEC¹⁶

Número de rezagos óptimos para los modelos

Modelo	Número de lags
1	2
1-1	4
1-2	4
1-3	4

Normalidad

Ho: Los residuos son normales multivariados							
Modelo	Componente 1	Prob.	Componente 2	Prob.	Componente 3	Prob.	Prob. Conjunta
1	X	0,50	TCR	0,21	PIB*	0,15	0,35
1-1	X_hid	0,74	TCR_hid	0,17	PIB*_hid	0,46	0,64
1-2	X_min	0,29	TCR_min	0,50	PIB*_min	0,39	0,32
1-3	X_no_trad	0,60	TCR_no_trad	0,13	PIB*_no_trad	0,78	0,42

Autocorrelación

Ho: No correlación serial en el lag h					
Modelo	Probabilidad				
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5
1	0,13	0,85	0,62		
1-1	0,75	0,22	0,17	0,87	0,11
1-2	0,82	0,50	0,03	0,54	0,54
1-3	0,49	0,23	0,33	0,39	0,15

16 De aquí en adelante para los modelos VEC: i) la elección de rezagos obedece a los criterios de Akaike y Schwarz en los modelos de Vectores Autoregresivos (VAR) subyacentes como lo sugiere Enders (2015), ii) el test de normalidad corresponde al estadístico de Jarque-Bera en su versión multivariada utilizando la ortogonalización de Cholesky, iii) el test de autocorrelación hace mención a la versión LR del test LM (Lagrange multiplier) según Johansen (1995), y iv) el test de heterocedasticidad corresponde al test de White (1980).

Heterocedasticidad

H₀: No heterocedasticidad

Modelo	Probabilidad
1	0,61
1-1	0,46
1-2	0,31
1-3	0,49

ANEXO 3: TESTS ASOCIADOS A LAS ESTIMACIONES DE LAS DEMANDAS DE IMPORTACIONES

Nomenclatura de descripción para los modelos	
Modelo	Variabes del modelo
2	M, TCR, PIB
2-1	M_k, TCR, PIB
2-2	M_i, TCR, PIB
2-3	M_c, TCR, PIB

3.1. ARDL

Cointegración

Ho: No existe relación de cointegración			
Modelo	Estadístico F	Decisión	Prob.
2	5,43	Se rechaza Ho	***
2-1	3,38	Se rechaza Ho	*
2-2	4,53	Se rechaza Ho	**
2-3	6,25	Se rechaza Ho	***

Normalidad

H₀: Los residuos presentan una distribución normal		
Modelo	Estadístico J-B	Prob.
2	3,54	0,17
2-1	1,37	0,51
2-2	1,44	0,49
2-3	0,41	0,81

Autocorrelación

H₀: No correlación serial		
Modelo	Estadístico	Prob.
2	2,98	0,56
2-1	1,42	0,84
2-2	2,32	0,31
2-3	3,58	0,08

Heterocedasticidad

H₀: No existe heterocedasticidad		
Modelo	Estadístico	Prob.
2	14,91	0,92
2-1	24,39	0,86
2-2	53,85	0,26
2-3	10,39	0,17

3.2 FMOLS

Cointegración

Ho: Las series están cointegradas			
Modelo	Estadístico L_C	Prob.	Decisión
2	0,19	>0,2	No se rechaza Ho
2-1	0,51	>0,2	No se rechaza Ho
2-2	0,40	>0,2	No se rechaza Ho
2-3	0,24	>0,2	No se rechaza Ho

Normalidad

Ho: Los residuos presentan una distribución normal		
Modelo	Estadístico J-B	Prob.
2	0,96	0,62
2-1	0,85	0,65
2-2	0,09	0,96
2-3	2,64	0,27

3.3 VEC

Número de rezagos óptimos para los modelos

Modelo	Número de lags
2	4
2-1	3
2-2	1
2-3	2

Normalidad

Ho: Los residuos son normales multivariados							
Modelo	Componente 1	Prob.	Componente 2	Prob.	Componente 3	Prob.	Prob. Conjunta
2	M	0,17	TCR	0,31	PIB	0,29	0,21
2-1	M_k	0,25	TCR	0,25	PIB	0,10	0,19
2-2	M_i	0,82	TCR	0,36	PIB	0,54	0,57
2-3	M_c	0,94	TCR	0,98	PIB	0,79	0,82

Autocorrelación

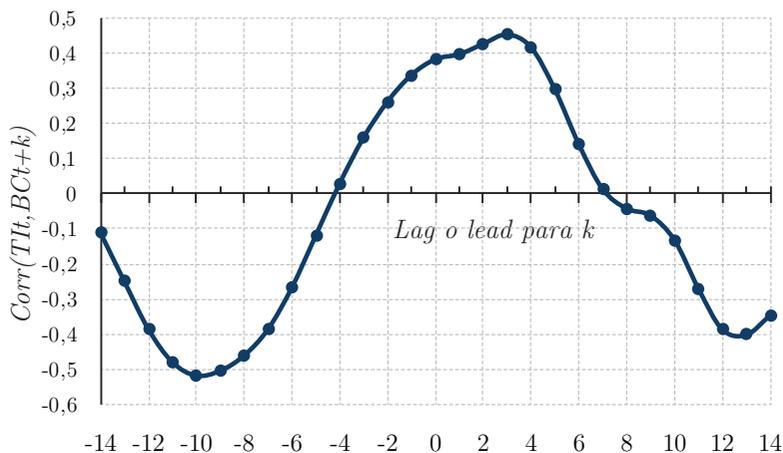
Ho: No correlación serial en el lag h					
Modelo	Probabilidad				
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5
2	0,43	0,29	0,28	0,56	0,75
2-1	0,57	0,64	0,26	0,70	
2-2	0,12	0,09			
2-3	0,11	0,19	0,80		

Heterocedasticidad

Ho: No heterocedasticidad	
Modelo	Probabilidad
2	0,40
2-1	0,31
2-2	0,15
2-3	0,51

ANEXO 4: CURVA “S” ALTERNATIVA

Gráfico: Curva "S" para Bolivia¹⁷
2000 Trim I - 2017 Trim IV



Elaboración: Propia.

Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas (INE) y Banco Central de Bolivia (BCB).

17 Para la construcción de la curva S se utilizó datos trimestrales de los términos de intercambio en lugar del tipo de cambio real, siguiendo el trabajo pionero de Backus *et al.* (1994).

ANEXO 5: TESTS ASOCIADOS A LA ESTIMACIÓN DE LA BALANZA COMERCIAL Y LA CURVA “J”, MODELO VEC

Número de rezagos óptimos para el modelo

Lag	Akaike	Schwarz
1	-11,77	-11,78*
2	-12,74*	-11,43
3	-12,63	-11,16
4	-12,60	-10,85
5	-12,52	-10,50
6	-12,41	-10,29

Normalidad

Ho: Los residuos son normales multivariados	
Componente	Prob.
BC	0,69
PIB*	0,30
PIB	0,81
TCR	0,25
Prob. Conjunta	0,61

Autocorrelación

**H₀: No correlación
serial en el lag h**

Lags	Prob.
1	0,29
2	0,31

Heterocedasticidad

**H₀: No
heterocedasticidad**

Prob.	0,77
-------	------

**Test de estabilidad del modelo
Raíces inversas del polinomio característico**

