

La apreciación del tipo de cambio y su efecto en la balanza comercial. Caso boliviano (2006 - 2008)

Boris A. Luna Acevedo (*)

(*) Se agradece la colaboración de Marcelo Montenegro, al Lic. Fernando Jiménez y Lic. Vladimir Fernández Q. por los comentarios y aportes que fueron valiosos para la realización de este trabajo.

Nota Editorial. La presente versión del documento es la adecuación del contenido de la investigación original presentada en el XIII Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia (BCB), a los lineamientos editoriales de la *Revista de Análisis* del BCB. El autor fue ganador del Primer Premio en la Categoría Dirigida de este certamen académico.

RESUMEN

La economía boliviana ha experimentado un notable desempeño en las exportaciones tradicionales y no tradicionales a consecuencia del incremento de los precios internacionales y de la demanda externa. En cambio, el Banco Central de Bolivia adopta una política cambiaria de apreciación para cumplir con su objetivo de bolivianización de la economía nacional, lo cual genera una inconsistencia con la competitividad de los productos de exportación.

El presente documento analiza, primero la relación entre el tipo de cambio real (TCR) y los fundamentos que determinan su equilibrio de largo plazo, y segundo, se estiman los efectos conjuntos del TCR y la actividad externa en la demanda de las exportaciones tradicionales y no tradicionales para el periodo 2006 a 2008 mediante un modelo de Vector de Corrección del Error (VEC), que muestra los efectos de corto plazo y su velocidad de ajuste hacia su nivel de equilibrio ante *shocks* transitorios. Los resultados señalan que la competitividad exportadora estaría asociada al ciclo económico de nuestros principales socios comerciales, y a aspectos institucionales, de productividad e innovación, apertura comercial, acceso al uso de tecnología y otros no relacionados al movimiento cambiario pero que posiblemente influyan en el desempeño exportador en el largo plazo.

Clasificación JEL: C22, C32, F1.

Palabras Claves: *Tipo de cambio, balanza comercial, series de tiempo*

I. Introducción.

La economía de Bolivia en la década de los 80' sufrió una serie de cambios estructurales producto de la implementación de la nueva política económica¹ (NPE), entre las que figura el régimen cambiario que pasa de un régimen de control de cambios a otro cuasi-fijo (*crawling-peg*) con mini fluctuaciones donde empieza a tener mayor atribución el Banco Central de Bolivia (BCB).² Por otro lado, las exportaciones empiezan a tener mayor dinamismo y diversificación, en especial del sector no tradicional, lo cual se asocia a posibles factores como: el incremento de los precios internacionales, el favorable desempeño de la demanda externa y a posibles aperturas comerciales, generando de esta manera superávit comercial.

Este trabajo tiene como objetivo evaluar los efectos conjuntos del tipo de cambio real y la actividad externa en el desempeño exportador, identificando los impactos diferenciados de largo plazo de cada una de éstas variables a nivel sectorial de exportaciones: totales, sin hidrocarburos, tradicionales y no tradicionales. En este sentido la investigación se basa en la hipótesis de que la apreciación del tipo de cambio real tiene un débil impacto en las exportaciones, debido a que algunos sectores de exportación dependen de los precios internacionales y de la demanda externa y no necesariamente del tipo de cambio.

Por tanto, el presente trabajo se estructura como sigue: la sección II describe el modelo teórico de la demanda por exportación; la sección III son estudios realizados sobre nuestro tema de investigación para Bolivia como para otros países; la sección IV describe el comportamiento de las variables de exportación, tipo de cambio real y la estimación de su

1 La política económica es la acción del gobierno dirigida a influir en la trayectoria temporal de alguna variable económica, lo cual implica una situación deseada, un estado de cosas, también el conjunto de instrumentos, la capacidad y voluntad de hacerlo. Más sobre política económica se encuentra en Gamez et al. (1996).

2 "Desde 1985, el valor del tipo de cambio oficial y único se establece a través del bolsín del BCB. Inicialmente el Bolsín funcionó como un verdadero mecanismo de subastas de divisas para la determinación del tipo de cambio (esto es, el tipo de cambio era determinado principalmente por las fuerzas del mercado), pero con el tiempo evolucionó hacia un mecanismo del tipo de cambio deslizante (*crawling-peg*), con algunas particularidades". [Banco Central de Bolivia, 2001, p. 3].

equilibrio para verificar la sub o sobrevaluación cambiaria; la sección V presenta la estimación del modelo de exportación bajo la metodología VEC; por último en la sección VI se tienen las principales conclusiones sobre los resultados obtenidos del modelo.

II. Demanda de exportaciones. El modelo

Siguiendo el modelo de demanda de exportación propuesto por Reinhart (1995), acerca de los fundamentos básicos del modelo de “sustitutos imperfectos”, se muestra evidencia que los precios relativos juegan un papel significativo en la determinación de los flujos del comercio. Por tanto, los determinantes de la demanda de las exportaciones de una economía pequeña se derivan de la maximización de una función de utilidad de un agente racional representativo³ y considera los siguientes supuestos:

- La presencia de dos países: un país desarrollado (industrializado), y el otro, un país en vías de desarrollo.
- Ambos países son abiertos al comercio.
- Las exportaciones e importaciones son *sustitutos imperfectos* para el consumo doméstico de productos no comerciables.
- El agente representativo destina su gasto en consumo de bienes transables y no transables.

El problema que enfrenta el agente representativo, puede ser expresado por la siguiente función de utilidad:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u(n_t, x_t) dt \quad (1)$$

Dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales, la expresión anterior puede ser escrita como:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1 - \alpha) \ln(x_t)] e^{-\beta t} dt \quad (2)^4$$

Donde, $0 < \beta < 1$ representa la tasa de descuento, α es el ponderador

3 Véase [Misas et al. (2001)], documento en el cual se hace mención a Reinhart (1995).

4 La nueva expresión que se tiene parte de una función Cobb – Douglas en términos logarítmicos, con la cual trabajan Misas et al. (2001) *op. cit.*, y también Ramírez y Rendón (2003).

de gasto en bienes internos, mientras $(1 - \alpha)$ representa el ponderador de gasto en bienes de exportación. Esta función está sujeta a una restricción presupuestaria ($\dot{g}$) de su gasto destinado al total del consumo conformado por: bienes producidos internamente (d) exportaciones de los bienes (m) que en nuestro caso representa las importaciones de los países en vías de desarrollo, y un presupuesto inicial (g). A estos tres componentes se le debe restar el gasto en consumo interno (n), o sea en *bienes no transables*, y el gasto destinado al consumo de *bienes transables* equivalente a la exportación (x). La descripción anterior se denota de la siguiente manera:

$$\dot{g} = d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right) + g \left(\frac{P^x}{P^*} \right) - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right) \quad (3)$$

En esta ecuación se observa que tanto las exportaciones como las importaciones están deflactadas por el nivel de precio internacional, lo que implica lo siguiente:

$\left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t$: Presenta la relación entre el precio de las exportaciones del país extranjero, que es lo mismo decir, el precio de importación para el país en vías de desarrollo, y el precio interno en el país extranjero.

$\left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t$: Es la relación entre el precio de importación, que para un país en vías de desarrollo como Bolivia, representa el precio de exportación, y el precio interno en el país extranjero en este caso Estados Unidos y el mundo.

Siguiendo a Reinhart (1995), *op. cit.*, para la solución del problema de maximización, tenemos el siguiente Hamiltoniano:

$$H = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1 - \alpha) \ln(x_t)] e^{-\beta t} + \pi \left[d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right) + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right) - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right) \right] \quad (4)$$

El Hamiltoniano descrito anteriormente es solucionado por la teoría del control óptimo, donde las *variables de control* son: la demanda por bienes no transables (n) y la demanda por importaciones (x), además la *variable de estado* es el presupuesto (g) y la *variable de co-estado* es el multiplicador dinámico (π) asociado al problema. Aplicando condiciones de primer orden a través de un proceso de derivada se obtienen los siguientes resultados:

$$\frac{\partial H}{\partial n_t} = \frac{\alpha}{n} e^{-\beta t} - \pi = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial H}{\partial x_t} = \frac{(1-\alpha)}{x} e^{-\beta t} - \pi \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \pi} = d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = 0 \quad (7)$$

Una vez aplicadas las condiciones necesarias de las ecuaciones (5) y (6) se obtiene la relación entre el consumo de los bienes producidos internamente por el país extranjero y las importaciones, que para nuestro caso representa las exportaciones de los países en vías de desarrollo, y que podemos expresar de la siguiente forma:

$$n_t = \frac{\alpha}{1-\alpha} x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (8)^5$$

Se tiene la ecuación de la demanda de exportaciones:

$$x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (9)$$

Si expresamos en términos logarítmicos la anterior ecuación (9), tenemos:

$$\ln(x_t) = \ln \left[m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right] - \ln \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (10)$$

Como vemos, los determinantes de las exportaciones en términos logarítmicos dependen de: importaciones, presupuesto y precios. Podemos realizar algunas simplificaciones para una explicación del modelo, y para ello realizamos algunas definiciones del uso de las variables:

5 Por la condición *market clearing*, el consumo doméstico es igual al consumo en bienes del extranjero $d_t = n_t$

$$X_t = \ln(x_t)$$

$$W_t = \ln \left[m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right]$$

$$P_t = \ln \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t$$

Volviendo a escribir la ecuación (10), tenemos una ecuación estimable de la demanda de exportación:

$$X_t = \mu - \beta_1 P_t + \beta_2 W_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

La demanda de exportación específicamente está conformada por el logaritmo de las exportaciones reales deseadas X_t^* , que tiene como variables determinantes a los precios relativos. Para ello se utiliza como variable *proxy* el índice de la tasa de cambio real P_t , una *variable de escala*⁶ que aglutina las condiciones del ingreso mundial o demanda mundial W_t y por último ε_t , que representa una perturbación estocástica (variable aleatoria).

Analizando las relaciones, entre variables independientes y dependientes, en este caso, un aumento de los precios relativos refleja una disminución de la demanda real de exportación, por lo que se espera que $\beta_1 < 0$. En cambio, un incremento de la demanda mundial o de la actividad económica mundial genera un aumento de la demanda real de exportación, es decir $\beta_2 > 0$.

Además, la ecuación (11), presenta el equilibrio a largo plazo de la demanda de exportación. De tal forma que en el largo plazo, cualquier desviación entre los valores observados y esperados de las exportaciones reales tienden a desaparecer ($X_t^* = X_t$).⁷ Por lo tanto su expresión es de la siguiente manera.

$$X_t^* = \mu - \beta_1 P_t + \beta_2 W_t + \varepsilon_t$$

6 Cuando hablamos de una variable de escala, se asocia como variable *proxy* al PIB de una región, o de un país específico, como por ejemplo el de los Estados Unidos, ya que representa el mercado más grande para el caso de una economía pequeña.

7 Misas et al. (2001) op. cit.

III. Revisión de la literatura

Un aspecto relevante en economía Internacional se refiere al comportamiento de los flujos del comercio en función de sus determinantes macroeconómicos (precios relativos, tipo de cambio e ingresos). Por tanto, en la literatura especializada se presentan diversos estudios respecto a la elasticidad de las exportaciones de bienes en países de economías desarrolladas, pero menos investigaciones para países de economías en desarrollo (especialmente América Latina).

III.1. Estudios realizados para países del resto del mundo

El Cuadro 1, presenta un resumen de los estudios realizados para los países del resto del mundo, que en su mayoría aplican un enfoque tradicional sobre la demanda de las exportaciones, y que han considerado como determinantes a los ingresos y precios relativos, y por tanto, han encontrado que la variable precio no es el factor determinante para el desempeño exportador, sino depende de otros como la demanda externa e innovación en la producción, etc.

Cuadro 1: EVIDENCIA PARA PAÍSES DEL EXTRANJERO

AUTOR	PERIODO	PAÍSES	V. PRECIO (E _p) ^{1/}	V. DE ESCALA (E _i) ^{2/}
Reinhart (1995)	1970 - 1991	América Latina	-0,19	2,07
		África	-0,27	1,25
		Asia	-0,39	2,49
		Todo los países	-0,32	2,05
Gylfason (2002)	1990 - 1999	Industrializados	1,5 - 2,5	
		En desarrollo	1,5 - 4,1	
Arize et al. (2008)	1973 - 2004	América Latina	0,14 - 0,94	1,27 - 3,05
Misas et al. (2001)	1980 - 1999	Colombia	1,49	4,42
Ramírez y Rendón. (2003)	1980 - 2001	Colombia	1,58	0,83
Cabezas et al. (2004)	1990 - 2001	Chile	0,8	2,3
Michel (2007)	2000 - 2007	República Dominicana	-0,51	0,74
Bustamante y Morales (2009)	1991 - 2008	Perú	1,84	-3,95

Fuente: Elaboración propia

^{1/} Responde a la elasticidad precio de exportación de los países o regiones. Es la razón entre el precio internacional y el precio doméstico ($E_p = (P^*/P)$)

^{2/} Es la elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones (E_i) del país doméstico, siendo una variable de escala que se utiliza como *proxy* a los PIB respectivos.

Siguiendo el cuadro anterior, se encuentra el estudio de Reinhart (1995) *op. cit.*⁸, quien aplica un modelo de demanda de exportación a partir de la maximización de una función de utilidad del país doméstico con respecto al país extranjero y obtiene resultados para varios países, coherentes con la teoría económica, como por ejemplo el hecho que las elasticidades de la demanda total de exportaciones con respecto al precio relativo y al ingreso se encuentran entre -0,32 y 2,05 respectivamente. Estos resultados muestran mayor sensibilidad de las exportaciones ante cambios de la actividad externa. Arize et al. (2008), consideran un grupo de países de América Latina⁹ para los que obtienen resultados con respecto a los precios relativos entre 0,14 y 0,94, mientras que con relación a la variable de escala (utiliza como variable *proxy*, los ingresos de los países industrializados) son de 1,27 y 3,05, resultados que muestran mayor sensibilidad de las exportaciones con relación a los ingresos de países industriales. En cambio, Gylfason (2002) estima que las exportaciones en relación a los precios relativos se encuentran entre 1,5 y 2,5 para países desarrollados y para países en desarrollo 1,5 y 4,1. Gylfason no considera los ingresos dentro del modelo estimado.

Se encuentran estudios para América Latina como el caso de Misas et al. (2001) *op. cit.*¹⁰, quienes estiman una elasticidad de exportaciones con respecto al precio relativo de 1,49 y una elasticidad ingreso de 4,42, siendo éste último dato el más influyente en la demanda por los productos de exportación no tradicionales de Colombia. Mientras estudios realizados por Ramírez y Rendón (2003) *op. cit.*¹¹, para el mismo país (Colombia), en el periodo 1980 – 2001, estiman una

8 La estimación que realiza Reinhart (1995) *op. cit.* en un modelo de economía pequeña, deriva una demanda por exportaciones a través de la maximización intertemporal de un agente representativo en el resto del mundo, sustentándose la hipótesis de una demanda completamente elástica.

9 Los autores estiman para los países de la región de América Latina: Bolivia, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, Honduras, Perú y Venezuela.

10 El modelo que utilizan Misas et al. (2001) *op. cit.*, incluye al tipo de cambio real como una variable *proxy* de los precios relativos. De la misma manera los ingresos de los países del resto del mundo se utilizan como una *proxy* para la variable de escala. Las estimaciones del modelo son dos: primero se realiza una estimación entre Colombia y Estados Unidos, y segundo, se realizan estimaciones entre Colombia y el resto del mundo.

11 En el documento de Ramírez y Rendón (2003) *op. cit.*, tratan de demostrar el impacto del tipo de cambio en la balanza comercial en el corto y largo plazo y luego corroboran el cumplimiento de la condición Marshall – Lerner o el Enfoque de la curva J.

elasticidad precio de las exportaciones de 1,58, y una elasticidad ingreso foráneo de las exportaciones de 0,83. En cambio para Chile encontramos estudios de Cabezas et al. (2004)¹², quienes obtienen una elasticidad precio de exportación de 0,8 y una elasticidad ingreso de exportación de 2,3 en el largo plazo con respecto a la demanda de Estados Unidos, mientras que con relación a la zona del Euro presentan una elasticidad precio de 0,05 y con respecto a la actividad externa, de 3,3. Por otro lado obtienen resultados con respecto a los países del Asia, donde la elasticidad tipo de cambio (como una *proxy* a los precios relativos) es 0,38, y la elasticidad ingreso de exportación esta en 1,38. Concluyen con el análisis de la región de ALADI (Asociación Latinoamericana de Integración), para la que estiman una elasticidad precio de 0,73 y de la actividad externa de 2,26, pero para estos últimos datos, -aclaran los autores-, los parámetros estimados no son significativos, los cuales no son relevantes para el análisis de las exportaciones de Chile con respecto a los países de esta región.

Para el caso del comercio de la Argentina, Cerimedo et al. (2005), examinan la relación entre las exportaciones y sus determinantes macroeconómicos para diversos productos de exportación, y obtienen resultados con respecto a los precios relativos de 0,20, y en relación a la demanda externa (toman como variable *proxy* las importaciones mundiales) de 2,99, es decir, que los productos responden con mayor intensidad al efecto renta y tienen una débil respuesta al efecto precio.

En relación con la evidencia para la República Dominicana se encuentra el estudio de Michel (2007), quien encuentra una elasticidad precio de la demanda de 0,51 y con respecto a los ingresos 0,74, ambas estimaciones de largo plazo, lo cual señala que la actividad económica tiene mayor impacto en las exportaciones que el precio. Mientras estudios recientes de Bustamante y Morales (2009) *op. cit.*, demuestran para Perú, que las exportaciones en relación al tipo de cambio real tienen una elasticidad de 1,84 y para la actividad del

12 Estiman un modelo de demanda de exportaciones para Chile y los países de ALADI, Unión Europea, Asia y los Estados Unidos.

resto del mundo, -3,95.¹³

III.2. Estudios para Bolivia

El Cuadro 2, muestra un resumen sobre estudios de la demanda de exportación para Bolivia.

Cuadro 2: EVIDENCIA EMPÍRICA DE BOLIVIA

AUTOR	PERIODO	Variables Dependientes	Variables Independientes	
			V. Precios (E_p) ^{1/}	V. de Escala (E_y) ^{2/}
Ferrufino (1993)	1986 – 1990	Balanza comercial	-1,69	1,82
Candia et al. (1993)	1980 – 1990	Exportaciones totales	1,19 , 1,7	2,24 , 3,2
Loza (2000)	1990 – 2000	Exportaciones total	0,62	0,40 , 0,95
		Agrícolas	1,57	0,018 , 0,56
		Manufacturas	1,61	0,57 , 0,44
		Mineras	0,52	0,85 , 0,21
Arandia et al. (2006)	1990 – 2005	Exportaciones total	0,75	0,48 , 1,14
		Sin hidrocarburos	1,07	0,14 , 0,63
		Manufacturas	2,18	0,78 , 0,59
		Agrícolas	2,48	0,03 , 0,87
		Mineras	0,7	1,17 , 0,29

Fuente: Elaboración propia

^{1/} Elasticidad precio de exportación (como variable *proxy* se utiliza el tipo de cambio real) y es la razón entre el precio internacional y el precio doméstico ($E_p = (P^*/P)$)

^{2/} Elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones (E_y) del país doméstico, variable de escala utilizada como *proxy* al PIB o las importaciones del extranjero

Revisando estudios para Bolivia, se encuentran investigaciones como las de Ferrufino (1993) *op. cit.*, en la que estima el efecto del tipo de cambio en la balanza comercial obteniendo una elasticidad de 0,82, mientras estudios de Candia et al. (1993) *op. cit.* obtienen una elasticidad precio de la demanda entre 1,19 y 1,7, y con relación a la actividad externa, 2,24 y 3,2, concluyendo que el desempeño de las exportaciones se debe a la alta predominancia del efecto renta de los países del resto del mundo. Loza (2000) *op. cit.* estima la demanda de exportaciones totales y por productos de la industria manufacturera,

13 Bustamante y Morales no realizan una argumentación teórica con respecto al coeficiente negativo entre las exportaciones con respecto a la actividad económica (utilizan como *proxy* las importaciones del resto del mundo), solo enfatizan la elasticidad precio de exportación de Perú para verificar la existencia de la condición Marshall – Lerner o el efecto Curva – J.

agricultura, minería e hidrocarburos, resultados que evidencian mayor sensibilidad con respecto a cambios de la actividad externa. Por último, se encuentra el estudio de Arandia et al. (2006) *op. cit.*, en base a las estimaciones realizadas por Loza (2000) *op. cit.*, para las mismas categorías de exportación, obteniendo una elasticidad del precio de exportación de 0,75, y con relación a la demanda externa de países industrializados y de América Latina, una incidencia de 0,48 y 1,14 respectivamente. Por tanto concluyen que en el largo plazo las exportaciones dependen más del efecto renta que del efecto precio.¹⁴

IV. Comportamiento de las exportaciones y del tipo de cambio real

Con el propósito de entender la relación entre las exportaciones bolivianas y las variables que inciden en ellas como el tipo de cambio real, los ingresos de los países Industriales y el PIB de América Latina, es importante un análisis de su comportamiento empírico en el tiempo previo a la modelación econométrica.

IV.1. Tasa de crecimiento de las exportaciones

La tasa de crecimiento de las exportaciones (Gráfico 1), se caracteriza por ausencia de un patrón general de comportamiento. Este hecho puede ser corroborado al analizar la evolución de las tasas de variación anual para los siguientes periodos:

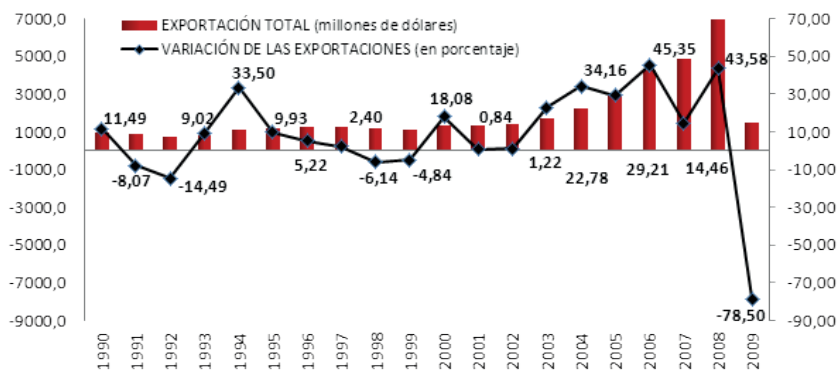
- 1990 – 1992, se caracterizó por un descenso promedio en la tasa de crecimiento de -11,28%, el cual se debió a la caída de los precios internacionales correspondientes a los principales productos de exportaciones de Bolivia.
- 1993-1997, se observa un crecimiento promedio de 12,01%, resultado de un mayor dinamismo de las exportaciones no tradicionales. Hubo un incremento tanto en volumen como en precios, en especial de los productos de soya, castaña, artesanías, artículos de joyería y de producto industriales

¹⁴ Véase [Arandia et al., 2006 *op. cit.*, pág. 18].

como el azúcar. A esto se debe añadir los efectos de la política cambiaria activa de depreciación real del boliviano.

- 1998 – 1999, se presentó una tasa promedio negativa de -5,49%, debido a los efectos de la crisis financiera internacional, que se expresó en una contracción de la demanda externa por los productos básicos que conforman las exportaciones de Bolivia, a pesar que en 1999 hubo un repunte en las exportaciones de hidrocarburos, resultado de la finalización de la construcción del gasoducto a Brasil, lo cual no tuvo efecto alguno en el crecimiento global de la exportaciones.

**Gráfico 1: TASA DE CRECIMIENTO DE LAS EXPORTACIONES
TOTALES RESPECTO AL AÑO ANTERIOR**



Fuente: Elaboración propia con datos del BCB y del Instituto Nacional de Estadística (INE).

- 2000 – 2008, se tuvieron tasas positivas con un crecimiento promedio de 23,30%. Esto se debe a una serie de factores que determinaron el comportamiento de exportación, como por ejemplo: los productos tradicionales que destacaron con el incremento en la venta del gas natural al Brasil y Argentina tanto en volumen como en valores¹⁵, además acompañado por

15 Principalmente la modificación de la ley de hidrocarburos que se implementó en enero de 2005, y también la expansión económica de Brasil, han generado en su momento una creciente necesidad energética. En este contexto, el país negoció favorablemente un incremento de precios en el contrato de exportación con Argentina, traduciéndose en mayores ingresos.

la buena cotización de los principales minerales¹⁶ y también por las exportaciones de productos no tradicionales que experimentaron incremento en precios y en volumen.

- Por último para el 2009 se muestra una variación anual negativa de -78,50% en promedio, la cual se debió a la fuerte caída del comercio mundial en el último trimestre de 2008 y en el primer trimestre de 2009.

IV.2. Estructura de las exportaciones

La estructura de las exportaciones tradicionales y no tradicionales (Cuadro 3), presenta el grado de participación en términos porcentuales. En promedio, en la década de los 90, los productos tradicionales tuvieron una participación de 53,98% de la cual 40,6% estuvo representado por minerales, y el restante 13,4% por la participación de los hidrocarburos. En cambio las no tradicionales en promedio, pese a las fluctuaciones de los precios y volúmenes en diferentes etapas, totalizaron 39,3% y un insignificante 6,9% representado por reexportaciones.

**Cuadro 3: ESTRUCTURA DE LAS EXPORTACIONES
TRADICIONAL Y NO TRADICIONAL
(En porcentaje)**

PRODUCTOS	1990 – 1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Tradicionales	53,9	43,9	46,0	49,4	51,0	57,3	67,5	73,1	75,1	77,9	77,8
Minerales	40,6	31,6	24,7	25,3	21,9	20,2	18,6	25,0	28,5	27,8	29,5
Hidrocarburos	13,4	12,3	21,3	24,1	29,1	37,1	48,9	48,1	46,6	50,1	48,3
No Tradicionales	39,3	40,6	36,9	37,4	36,9	34,9	24,3	18,1	19,1	16,6	16,1
Reexportaciones	6,9	15,4	17,1	13,2	12,1	7,9	8,2	8,7	5,9	5,6	6,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia con datos del BCB.

Mientras que desde el año 2000 hasta el año 2009 hubo un mayor dinamismo y cambios en el patrón de participación en la estructura de los productos de exportación. El sector de productos tradicionales

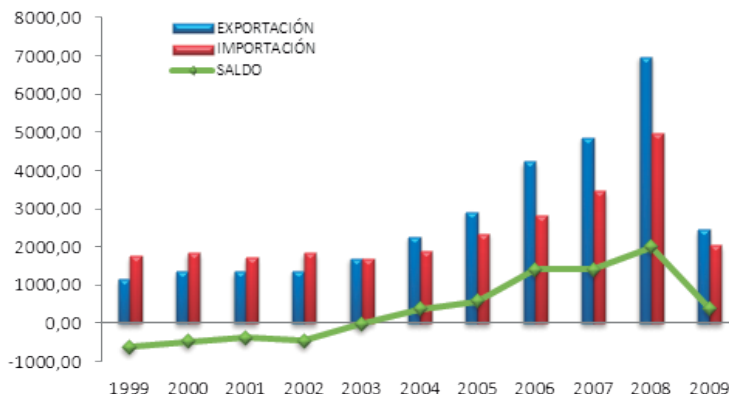
16 Destacan en esta etapa el estaño y plomo que incentivaron una mayor producción y generaron incrementos en valores de los minerales. Además, la consolidación del crecimiento industrial de China, la Zona del Euro, Japón y Estados Unidos, principales demandantes de los minerales que produce Bolivia (zinc, estaño, plata y oro), indujo a una creciente demanda de estos productos.

mostró un porcentaje de participación mayor a los no tradicionales, fluctuando entre 43,9% en el 2000 y 77,8% en el 2009, debido a los incrementos de precios internacionales de petróleo y además por la demanda de Brasil y Argentina, que generó mayores divisas para la economía boliviana. En cuanto a los productos no tradicionales, se muestra un descenso en la participación, de 40,6% en el año 2000 hasta 16,1% en el año 2009, explicado por el incremento en valor de los productos hidrocarburíferos. Además, se destaca que el patrón de desarrollo en la década de los 90 seguía siendo la minería. Luego desde 1999, con la finalización de la construcción del gasoducto a Brasil, la reanudación de la venta de gas a la Argentina en junio del 2004, y la modificación a la ley de hidrocarburos en enero del 2005, se produjeron mayores divisas para la economía, lo que consolidó al sector hidrocarburos como el principal patrón de desarrollo para Bolivia.

IV.3. Saldo comercial

El flujo comercial, desde el año 1999 hasta el año 2009 (Gráfico 2), resultó en un saldo comercial tanto deficitario como de superávit. Desde 1999 hasta el 2002, se muestra que las exportaciones fueron menores a las importaciones a consecuencia del deterioro de la demanda externa que se originó por la crisis financiera del Asia y del Brasil. A partir del 2003 hasta el 2009, el saldo comercial se registró en zona positiva debido a la recuperación de los principales precios internacionales y a la mayor demanda externa.

Gráfico 2: SALDO DEL COMERCIO EXTERIOR DE BOLIVIA
(En millones de dólares)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCB y el INE

IV.4. Comportamiento del tipo de cambio real

La política del tipo de cambio real que adoptan los bancos centrales de cada país orientada a mejorar la competitividad de los productos de exportación y la estabilidad de precios, tiene implicancias en la política comercial. Desde el año 1991 hasta el año 2009, el índice trimestral del tipo de cambio real presenta fluctuaciones hacia la depreciación y/o hacia la apreciación, alrededor de una media de 100. (Gráfico 3).

Gráfico 3: INDICE DEL TIPO DE CAMBIO REAL
(Agosto 2003 = 100)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCB

La gráfica anterior muestra el comportamiento del Índice del tipo de cambio real y efectivo (REER), que presenta fluctuaciones en diferentes etapas. La interrogante que surge es si estas fluctuaciones son permanentes o transitorias respecto a su equilibrio, para lo cual es importante estimar la tendencia del tipo de cambio de largo plazo.

Revisando documentos sobre la estimación del tipo de cambio real de equilibrio para Bolivia se encuentran estudios como: Ramírez (1991), Candia (1992), Edwards (1992), Ferrufino (1992), Lora y Orellana (2000), y Aguilar (2003). Lora y Orellana (2000) realizan estimaciones para el periodo 1990 – 1999, y encuentran periodos de subvaluación entre 1994 y 1996, y de sobrevaluación entre 1998 – 1999. En cambio, Aguilar (2003), quien realiza una estimación para el periodo 1990 – 2002 bajo el análisis del VEC, encuentra para 1990 – 1993, sobrevaluación (por debajo de su equilibrio), mientras que para 1994 – 1995 existe una subvaluación la cual se asocia a la inestabilidad económica de Brasil y Perú. A partir de 1996 estiman un tipo de cambio estable respecto a su equilibrio presentando una apreciación hasta el año 2002.

IV.5. Estimación de tipo de cambio real

La metodología que se emplea para estimar el tipo de cambio real de equilibrio para nuestra investigación sigue a Aguilar (2003) *op.cit.*, quien define previamente varios enfoques sobre el tipo de cambio real de equilibrio, adoptando aquel que fue aplicado por Lora y Orellana (2000) *op. cit.* A continuación se expresa en su forma funcional:¹⁷

$$e^* = e^*(g_N, g_T, d, \xi, \eta, \tau) \quad (12)$$

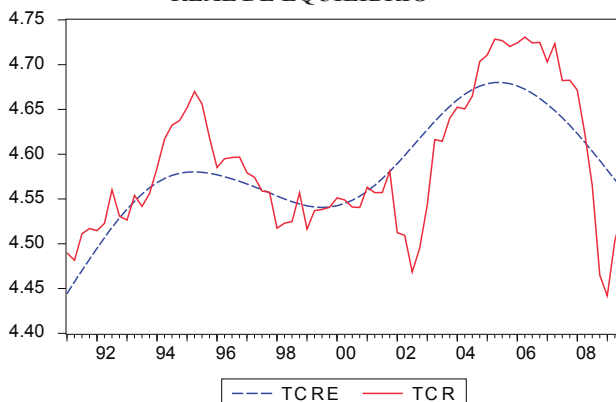
- + - - ?

Este modelo es entendido como el enfoque de *Equilibrio general – formas reducidas*¹⁸, donde: e^* es el tipo de cambio real de equilibrio, g_N gasto del gobierno en no transables, g_T gasto de gobierno en transables, d el déficit comercial que forma parte de los fundamentos del TCRE, η es el parámetro que resume la política comercial de un país, τ representa los términos de intercambio y por último, el modelo considera ξ como los *shocks* que incrementan la productividad del sector transables, reduciendo la producción de bienes no transables. Por tanto, la estimación de este modelo se muestra a continuación en el siguiente gráfico:

17 La forma funcional de este modelo fue extraída del documento de Aguilar (2003), quien en su análisis teórico demuestra matemáticamente el modelo.

18 Este modelo fue desarrollado por Montiel (1999) y aplicado al caso boliviano por Lora y Orellana (2000) *op. cit.*, y por Aguilar (2003) *op. cit.* Los supuestos que conlleva el modelo corresponden al de un país en desarrollo considerado representativo. Además analiza la determinación del tipo de cambio real, en una economía pequeña abierta con un tipo de cambio nominal predeterminado (deslizante).

Gráfico 4: TIPO DE CAMBIO REAL VS. TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO



Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE, Fondo Monetario Internacional (FMI).

Nota: La gráfica que presenta la tendencia del tipo de cambio real de equilibrio se realizó con el uso del filtro Hodrick-Prescott (HP)¹⁹.

Del gráfico anterior podemos inferir el siguiente análisis:

- Para 1991:T1 – 1992:T4, el tipo de cambio real, fluctuó relativamente por encima de su equilibrio de largo plazo reflejando una mayor competitividad de la economía y un incentivo para el sector transable.
- En cuanto al periodo 1993:T1 – 1993:T4, el tipo de cambio real observado se encontró alrededor de su equilibrio con algunas fluctuaciones, pero podríamos decir que la política cambiaria fue consistente en mantener una estabilidad relativa con respecto a su equilibrio con el propósito de mantener la competitividad de los productos de exportación.
- En el período 1994:T1 – 1997:T2, se presentó un comportamiento del tipo de cambio por encima de su equilibrio, el cual estuvo subvaluado, y que dio mayor competitividad a los productos transables.
- Considerando el periodo 1997:T3 – 1999:T3, el tipo de cambio real con respecto a su equilibrio se encontró sobrevaluado,

¹⁹ Una vez estimado el tipo de cambio real en sus fundamentos, para fines de análisis se suavizaron las tendencias extremas utilizando el filtro Hodrick – Prescott (HP) con un parámetro $\lambda=1600$, para datos trimestrales, sugerido por los autores mencionados.

debido a la apreciación vertiginosa generada por la crisis financiera de Brasil y la región del Asia, lo cual presenta un alejamiento leve respecto de su equilibrio.

- En 1999:T4 – 2001:T4, se observa un comportamiento moderado alrededor de su equilibrio que responde a una política cambiaria relativamente estable.
- En 2002:T1 – 2004:T3, se presenta una sobrevaluación cambiaria debido a la crisis de Argentina, lo que se tradujo en el alejamiento de su equilibrio hasta el cuarto trimestre del 2004.
- El penúltimo periodo del ciclo cambiario corresponde a 2004:T4 – 2008:T2. Es una etapa donde la economía experimentó altos niveles de inflación producto de los *shocks* climatológicos, *shocks* externos y además por una elevada entrada de remesas enviadas por bolivianos residentes en el exterior. Por tanto, la orientación de la política cambiaria fue coherente con la necesidad de moderar las presiones inflacionarias y atenuar las expectativas de inflación, puesto que el tipo de cambio es una señal fácilmente comprensible por la población.²⁰
- 2008:T3 – 2009:T3 - hasta hoy. Se muestra el tipo de cambio sobrevaluado, aunque en los últimos dos trimestres de 2009 hubo un repunte hacia su equilibrio de largo plazo. Este fenómeno del ciclo cambiario se debe a los *shocks* externos, como por ejemplo los incrementos de los precios internacionales derivados en mayores ingresos percibidos por el sector externo, y además a los altos precios internos a principio de 2008 debido a los efectos climatológicos en las regiones productoras de alimentos. Por otro lado se debe también a las *expectativas de depreciación cambiaria*.²¹

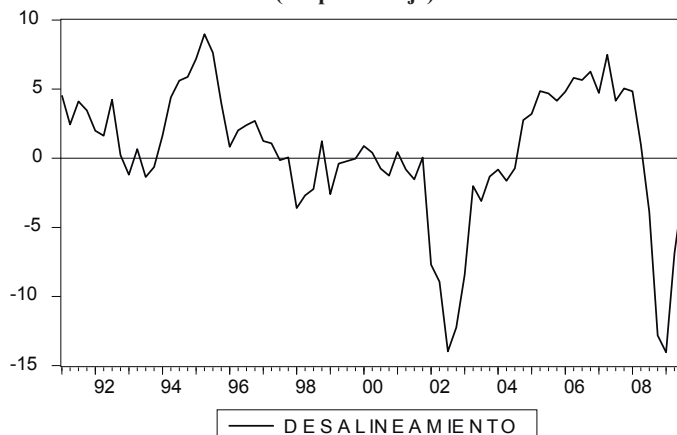
20 La argumentación sobre la orientación de la política cambiaria fue extraída del Boletín: "Informe de Política Monetaria", del Banco Central de Bolivia, Julio 2008.

21 En el Boletín de Informe de Política Monetaria de julio 2009, p. 68, se describe la orientación de la política cambiaria que "... tuvo el propósito de evitar los efectos negativos que la alta variabilidad cambiaria, como la observada en los principales socios comerciales del país, habría tenido sobre la actividad productiva y el sistema financiero, con el costo adicional de avivar expectativas infundadas sobre el comportamiento del tipo de cambio. Además la estabilidad cambiaria es concordante con el descenso de la inflación y la estabilidad de precios, principal objetivo del BCB."

IV.6. Desalineamiento

El Gráfico 5 presenta las magnitudes de desalineamiento que habría experimentado el tipo de cambio real observado respecto a su equilibrio. En el primer periodo hubo una subvaluación de 2,82% en promedio, luego en el segundo periodo una sobrevaluación leve de -0,63% debajo de su equilibrio, y en el tercer periodo alcanzó un promedio de subvaluación de 3,96%; en cuanto al cuarto periodo mostró una sobrevaluación en promedio de -1,17%, seguido por un quinto periodo de -0,29% casi alrededor de su equilibrio, mientras que en el sexto periodo estuvo en 5,53%, por encima de su equilibrio; luego en el penúltimo periodo el tipo de cambio se encontró subvaluado en 4,62%, y en el último periodo en promedio el tipo de cambio estuvo sobrevaluado aproximadamente en 8,01%, el desvío más fuerte con respecto a los periodos anteriores.

Gráfico 5: DESALINEAMIENTO DEL TIPO DE CAMBIO REAL:
TCR – TCRE
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del BCB, INE y el FMI.

Continuando con el análisis del gráfico anterior podemos indicar que la estimación del tipo de cambio real de equilibrio con los valores de sus fundamentos permitió identificar tres periodos importantes en el comportamiento del tipo de cambio real. Entre 1991 – 1999, se muestra

que a lo largo de la década hubieron desvíos respecto a su equilibrio de largo plazo aunque en ningún caso su duración fue prolongada. Es decir, el ciclo cambiario tuvo desvíos transitorios con el objetivo de adoptar una tendencia cercana a su equilibrio y además de proteger la competitividad externa de nuestro país.

Durante el periodo 2000 – 2009, el tipo de cambio real presenta en los primeros años una tendencia con leves alejamientos de su equilibrio. En el año 2002 fue el piso de sobrevaluación cambiaria, luego vendría una política de depreciación cambiaria hasta el tercer trimestre del 2007, que se considera como el techo de la subvaluación, la cual afectó favorablemente a la competitividad del sector transable y como consecuencia de ello se produjeron mayores ingresos para la economía. Por tanto el BCB adoptó una política de apreciación del boliviano consistente con el incremento de la inflación y el exceso de liquidez externa hasta el primer trimestre del 2009, situando al tipo de cambio por debajo de su equilibrio, pero en los dos últimos trimestres del 2009 existió un repunte hacia su equilibrio debido a la reducción de la inflación interna y también por la crisis externa que se originó en el tercer trimestre del 2008 que afectó desfavorablemente al sector exportador y esto derivó en menores divisas para la economía boliviana.

V. Estimación y análisis del modelo econométrico

V.1. El modelo a estimar

De acuerdo al modelo explicado en el capítulo II aplicado por Reinhart (1995) *op. cit.*, se especifican las variables de aplicación al caso boliviano de la siguiente manera:

Modelo 1: Exportaciones totales

$$X_t^d = \mu_0 + \beta_1 TCR_t + \beta_2 PIBAL_t + \beta_3 PIBIND_t + u_t$$

Dónde:

X_t^d : Volumen de exportación total

TCR_t : Índice del tipo de cambio real y efectivo, como variable *proxy* del ratio de precio de exportación

- $PIBAL_t$: Producto Interno Bruto de América Latina, como variable de escala
- $PIBIND_t$: Índice de producción industrial de países desarrollados, como variable de escala
- β_i : Parámetros del modelo que expresan las elasticidades (precio y demanda)
- u_t : Término de error (variable aleatoria)

Modelo 2: Exportaciones sin hidrocarburos

$$X_t^{SinHidro.} = \mu_0 + \alpha_1 TCR_t + \alpha_2 PIBAL_t + \alpha_3 PIBIND_t + v_t$$

Dónde:

- $X_t^{SinHidro}$: Volumen de exportaciones sin hidrocarburos
- TCR_t : Índice del tipo de cambio real y efectivo como variable *proxy* del ratio de precio de exportación
- $PIBAL_t$: Producto Interno Bruto de América Latina como variable de escala
- $PIBIND_t$: Índice de producción industrial de países desarrollados como variable de escala
- α_i : Parámetros del modelo que expresan las elasticidades (precio y demanda)
- v_t : Término de error (variable aleatoria)

Modelo 3: Exportaciones tradicionales

$$X_t^{ExpTrad.} = \mu_0 + \phi_1 TCR_t + \phi_2 PIBAL_t + \phi_3 PIBIND_t + \varepsilon_t$$

Dónde:

- $X_t^{ExpTrad}$: Volumen de exportaciones tradicionales
- TCR_t : Índice del tipo de cambio real y efectivo
- $PIBAL_t$: Producto Interno Bruto de América Latina
- $PIBIND_t$: Índice de producción industrial de países desarrollados
- ϕ_i : Elasticidades del modelo tanto precio como demanda externa.
- ε_t : Término de error (variable aleatoria)

Modelo 4: Exportaciones no tradicionales

$$X_t^{ExpNTrad.} = \mu_0 + \beta_1 TCR_t + \beta_2 PIBAL_t + \beta_3 PIBIND_t + \omega_t$$

Dónde:

- $X_t^{ExpNTrad}$: Volumen de exportaciones no tradicionales
 TCR_t : Índice del tipo de cambio real y efectivo
 $PIBAL_t$: Producto Interno Bruto de América Latina
 $PIBIND_t$: Índice de producción industrial de países desarrollados
 β_i : Parámetros del modelo que expresan las elasticidades tanto de precio como de demanda externa
 ω_t : Término de error (variable aleatoria)

V.2. Información estadística utilizada²²

La base de datos utilizada para esta investigación corresponde a los indicadores de comercio internacional: índice de volumen de exportación, índice del tipo de cambio real, índice de producción industrial de los países desarrollados y el PIB de América Latina. Considerando las limitaciones en términos de disponibilidad de datos, la frecuencia elegida para el presente estudio es trimestral desde 1991 hasta el 2008, ya que se trata de aplicar técnicas de series de tiempo, por tanto, es necesario tener una suficiente muestra para poder obtener buenos resultados.

V.3. Prueba de raíz unitaria

Un paso importante que debe analizarse antes de estimar un modelo de series de tiempo es verificar el orden de integración, con el fin de detectar la presencia o no de estacionariedad de los datos. Para determinar el orden de integración de las series,

²² Más sobre los datos y fuentes se presenta en el Anexo C.

aplicamos la prueba de Augmented Dickey Fuller (ADF).²³

Como se observa en el siguiente cuadro, los resultados del test de raíz unitaria para todas las variables como cantidad total de exportación (LQTOT), exportación total sin hidrocarburos (LQTOTSH), exportaciones tradicionales (LQT) y exportaciones no tradicionales (LQNT), todos expresados en términos logarítmicos, son no estacionarios en niveles a valores críticos del 1%, 5% y 10%, por lo cual aceptamos la hipótesis nula de la existencia del problema de raíz unitaria. De la misma manera las siguientes variables: tipo de cambio real (LTCR), índice de producción industrial (LPIBIND) y el PIB de América Latina (LPIBAL), también expresadas en términos logarítmicos en niveles, son no estacionarias. Esto significa que no se puede rechazar la hipótesis nula.

Cuadro 4: RAÍZ UNITARIA

Pruebas de Raíz Unitaria									
VARIABLES	ADF test Statistics	Critical Value			Orden	Pvalue	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQTOT	-0,922564	-3,531592	-2,905519	-2,590262	1	0,7752	si	no	4
LQTOTSH	1,379731	2,599934	1,945745	-1,613633	1	0,9568	no	no	4
LQT	1,718261	2,597939	1,945456	-1,613799	1	0,9784	no	no	0
LQNT	1,530625	2,599934	1,945745	-1,613633	1	0,9680	no	no	4
LTCR	-0,501895	2,598907	1,945596	-1,613719	1	0.4954	no	no	2
LPIBIND	1,250139	2,600471	1,945823	-1,613589	1	0.9449	no	no	5
LPIBAL	0.932145	2,597939	1,945456	-1,613799	1	0.9050	no	no	0

Nota: La elección del rezago fue bajo el criterio de Schwarz (maximum lags = 5)

23 Hay varios tests para realizar la prueba de raíz unitaria, pero los más comunes son el test de Phillip-Perron (PP), y el de Augmented Dickey Fuller (ADF). En nuestro caso utilizamos este último test para ver la estacionariedad o no estacionariedad, en la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_i = \alpha_0 + \gamma Y_{i-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{i-j} + \mu_i$$

Si $\gamma=0$, entonces no rechazamos la hipótesis nula, con lo cual tenemos presencia de raíz unitaria. En cambio cuando $\gamma \neq 0$, se rechaza la hipótesis nula y aceptamos la alternativa, con lo cual hay ausencia de raíz unitaria. Con más detalle se describe el test ADF en el anexo.

El Cuadro 5 muestra los resultados de las variables en primeras diferencias en valor absoluto, los cuales son mayores a los valores críticos de 1%, 5% y 10%, y por tanto son integradas de orden uno.

Cuadro 5: RAÍZ UNITARIA EN DIFERENCIA

Primeras Diferencias

VARIABLES	ADF test Statistics	Pruebas de Raíz Unitaria		
		Critical Value		
		1%	5%	10%
Δ LQTOT	-4,041096	-3,531592	-2,905519	-2,590262
Δ LQTOTSH	-4,580352	-2,601024	-1,945903	-1,613543
Δ LQT	-8,480653	-2,598416	-1,945525	-1,613760
Δ LQNT	-4,941589	-2,599934	-1,945745	-1,613633
Δ LTCR	-2,837798	-2,598907	-1,945596	-1,613719
Δ LPIBIND	-2,787615	-2,600471	-1,945823	-1,613589
Δ LPIBAL	-9,82413	-2,598416	-1,945525	-1,613760

Nota: La elección del rezago fue determinado bajo el criterio de Schwarz (maximum lags = 5)

V.4. Análisis de cointegración

El análisis de Cointegración se realiza entre dos o más variables que tiene como propósito evitar problemas de *regresión espuria*²⁴, y además se verifica “... *si existe una relación a largo plazo, o de equilibrio, entre ambas.*”²⁵. Bajo estos supuestos las desviaciones de la citada relación no puede ser fuerte ni crecer ilimitadamente. Dicho de otra manera el análisis de la cointegración permite, entre otras cosas detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas, es decir libres de resultados espurios, de los parámetros que definen la relación entre dos o más series, tanto a corto como a largo plazo.

Para la verificación de la prueba de la cointegración en la literatura especializada se han propuesto varios métodos para probar. Uno de

24 Una regresión espuria consiste cuando un modelo estimado presenta en principio, buenas validaciones, o sea presenta un alto valor explicativo (R^2), los valores de los parámetros son significativos, pero encierra relaciones “no reales”. Así ocurre cuando las variables explicativas y explicada, ambos son no estacionarias.

25 Ver [Gujarati (2004), p. 796]

ellos es el de Engle–Granger, así como también el test de cointegración de Johansen y Juselius (1990).

En nuestro caso el análisis se realiza bajo el test de Johansen y Juselius, con la prueba de *Traza*²⁶, y ajustado al valor crítico de acuerdo con lo sugerido por MacKinnon et al. (1999), que a continuación se muestra en el siguiente cuadro:

26 La metodología de Johansen parte de un planteamiento teórico del modelo VAR de orden p

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t$$

Donde, y_t es un vector de k rezagos no estacionario de orden $I(1)$, x_t es un vector de d determinísticas, y ε_t es un vector de innovación.

Podemos escribir este VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Pi y_{t-2} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t$$

Dónde:

$$\Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i\right) \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

La opción con respecto a identificar cointegración en base al rango de Π se puede resumir como sigue:

Rango de cointegración e interpretación

- Si su rango es igual a cero ($r = 0$), entonces no existe relación de cointegración ($\Pi = 0$) y la mejor manera de modelar es a través de un VAR en diferencias
- Si el rango es completo, ($r = n$) entonces todo el sistema es estacionario y se puede estimar un VAR en niveles.
- Y finalmente, si $1 \leq r \leq n-1$, entonces la matriz Π tiene un rango reducido igual k , entonces tiene r relaciones de cointegración. Por tanto, es conveniente identificar las relaciones de cointegración y utilizar VAR con términos de corrección de errores.

Más sobre esto ver: [Quantitative Micro Software, 2004], [Enders, 1995, pp. 385 – 400] y [Castillo y Varela (Versión preliminar), pp. 158 – 162].

Cuadro 6: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	Prob.**
Export. Total				
None *	0,289929	53,04599	47,85613	0,015
At most 1	0,197117	29,07864	29,79707	0,0603
Export. sin Hidrocarburos				
None *	0,342965	67,03843	47,85613	0,0003
At most 1 *	0,271632	37,63714	29,79707	0,0051
At most 2	0,197868	15,45072	15,49471	0,0508
Export. Tradicionales				
None *	0,294251	47,92756	47,86	0,0492
At most 1	0,159184	23,88132	29,80	0,2055
Export. No Tradicional				
None *	0,364354	59,95584	47,86	0,0025
At most 1	0,225815	28,23789	29,80	0,0748

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0,05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

El cuadro anterior muestra que en lo concerniente a las exportaciones totales y de acuerdo a la prueba de traza, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración, al nivel del 5% ($53,05 > 47,85$). Para el caso de las exportaciones sin hidrocarburos, existe una doble ecuación de cointegración de acuerdo al test de traza a los niveles del 5% ($67,04 > 47,85$ y $37,15 > 29,79$). En lo que respecta a las exportaciones tradicionales, según la prueba de la traza se encuentra la ecuación de cointegración al nivel del 5% ($47,92 > 47,86$). Y por último para las exportaciones no tradicionales se concluye de la misma manera que las anteriores están cointegradas, al rechazar la hipótesis nula al valor crítico del 5% ($59,95 > 47,96$).

Luego del análisis de la prueba de cointegración realizada para cada una de las variables se concluye que existe una relación de largo plazo o equilibrio entre las variables, excepto en las exportaciones totales sin hidrocarburos donde se encuentra más de dos ecuaciones de cointegración.

V.5. Modelación bajo Vector de Corrección del Error (VEC)

En la literatura econométrica, el vector de corrección del error se define como un Vector Autorregresivo (VAR) restringido, que *“...describe el comportamiento de las variables endógenas (restringido) alrededor de su tendencia a largo plazo en términos de un conjunto de factores exógenos y del término de corrección de errores, que es el error del equilibrio en el modelo provocado por la regresión cointegrante. Además hay una fuerte conexión entre los modelos de cointegración y las de corrección de errores, o sea, el mismo supuesto que hacemos para conseguir cointegración implica la existencia de un modelo de corrección del error. Por tanto, un desvío de su equilibrio de largo plazo será corregido gradualmente a través del ajuste parcial de corto plazo esto en función del número de retardos que aparezcan.”* [Greene (2003), pp. 735-736].²⁷ En este modelo, para el equilibrio de largo plazo, el término de corrección de error toma el valor de cero.

V.5.1. Análisis de los parámetros estimados de largo plazo

Los resultados generales de los parámetros estimados para los cuatro modelos en conjunto, son estadísticamente significativos, y tienen un porcentaje de explicación del R^2 entre 0,32 y 0,80, además con una significancia global del estadístico F entre 10,79 y 23,47 (Cuadro 7).

27 Ver software Eviews Versión 5.0. Más detalle en Apéndice F.

Cuadro 7: MODELO GENERAL**Vector Error Correction Estimates**

Variables	Exportaciones			
	Totales	Totales sin Hidrocarburos	Tradicionales	No Tradicionales
LQ	1	1	1	1
LTCR	0,65 [1,22]	0,64 [1,64]	0,74 [1,04]	1,14 [2,79]
LPIBAL	0,81 [1,20]	0,84 [2,22]	0,90 [1,06]	1,76 [4,73]
LPIBIND	3,44 [4,45]	0,99 [1,68]	1,58 [1,13]	0,91 [1,62]
C	-16,81	6,03	9,45	11,88
CointEq1	-0,35 [-3,61]	-0,60 [-4,76]	-0,12 [-1,66]	-0,40 [-2,95]
R-squared	0,67	0,73	0,32	0,80
Adj. R-squared	0,61	0,68	0,14	0,77
S.E. equation	0,09	0,09	0,09	0,13
F-statistic	10,79	15,94	17,99	23,47

Nota: Los parámetros estimados en su conjunto presentan significancia t-statistics in []

Dónde:

LTCR = Logaritmo del Tipo de Cambio Real
 LPIBAL = Logaritmo del Producto Interno Bruto
 LPIBIND = Logaritmo del Índice de Producción Industrial
 CointEq1 = Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.

Los cuatro modelos presentan elasticidades de largo plazo consistentes con la teoría económica, lo cual tiene las siguientes implicancias:

- Se observa entre las exportaciones totales y el tipo de cambio real (como variable *proxy* que toma el modelo de demanda real de exportaciones) una relación directa de largo plazo, por la cual el tipo de cambio real, ante una variación del 1% de las exportaciones totales, experimentará una variación de 0,65%. Para el caso de las exportaciones totales sin hidrocarburos se presenta la misma relación directa con una elasticidad de 0,64%, mientras que para las exportaciones tradicionales se tiene una elasticidad de 0,74% y para las no tradicionales una elasticidad de 1,14%, siendo este último dato el más sensible de las cuatro variables endógenas con

respecto al tipo de cambio real.

- En el caso de las variables de escala, el resultado que se puede inferir con respecto a los parámetros estimados, en global, es que existe una relación directa a largo plazo. Es decir, si el PIB de América Latina se incrementa en 1%, las exportaciones totales se incrementarían en 0,81%, mientras las exportaciones totales sin los hidrocarburos experimentarían un incremento de 0,84%, y las exportaciones tradicionales de 0,90%, y en cuanto a las exportaciones no tradicionales, éstas se incrementarían en 1,76%. Por tanto, podemos afirmar que las exportaciones en su conjunto responden con mayor intensidad al efecto renta de América Latina, considerado el mercado primordial para estos productos.
- Con respecto a la otra variable de escala (PIB industrial) se muestra una relación de largo plazo, por la cual una variación del Índice de Producto Industrial en 1%, provoca un incremento de las exportaciones totales de 3,44%; para el caso de las exportaciones sin hidrocarburos presenta una elasticidad de 0,99%; para las exportaciones tradicionales de 1,58%; y por último las exportaciones no tradicionales presentan una elasticidad de 0,91%. Sin duda la demanda de los países industriales muestra una alta influencia diferenciada por el desempeño de los productos transables.

De los cuatro modelos estimados, la incidencia de la variable precio (tipo de cambio real) es diferenciada en el nivel exportador, donde destaca las exportaciones no tradicionales como la variable más sensible con respecto a los demás productos de exportación (totales, total sin hidrocarburos, y tradicionales). Mientras que con respecto a las variables de escala existe una mayor influencia, por lo cual predomina el efecto ingreso en la evolución de nuestras exportaciones en especial de los productos tradicionales.

V.5.2. Análisis de corto plazo

En el corto plazo, algunos parámetros estimados pierden significancia y por lo tanto no se consideran dentro de los modelos estimados, es decir, no son relevantes para explicar el comportamiento de las variables endógenas.

Cuadro 8: MODELO GENERAL DE CORTO PLAZO

Variables	Vector Error Correction Estimates			
	Exportaciones			
	Totales	Sin Hidrocarburos	Tradicionales	No Tradicionales
D(LTCR)	0,57 [1,16]			1,31 [1,94]
D(LPIBAL)				
D(LPIBIND)	1,09 [1,05]			
C	0,05 [1,58]			
CointEq1	-0,35 [-3,61]	-0,60 [-4,76]	-0,12 [-1,66]	-0,40 [-2,95]
DUMMY1	-0,28 [-3,81]	-0,31 [-4,45]		-0,40 [-3,77]
DUMMY2	-0,13 [-3,26]		-0,04 [-1,20]	
DUMMY3	-0,09 [-1,85]	0,03 [1,18]		0,07 [1,11]
<i>Número de trimestre para absorber al 95% de un shock</i>				
	2,8	5,8	1,4	3,3

Nota: Dentro el modelo estimado, sólo se incluyen los parámetros estimados que tienen significancia
t-statistics in []

Dónde:

- D(LTCR) = Logaritmo del tipo de cambio real en diferencia
- D(LPIBAL) = Logaritmo del Producto Interno Bruto en diferencia
- D(LPIBIND) = Logaritmo del índice de producción industrial en diferencia
- CointEq1 = Velocidad de ajuste de corto plazo a su nivel de equilibrio de largo plazo.
- DUMMY1 = 1er Trimestre de cada año y que fue en algunos modelos no significativo
- DUMMY2 = Representa periodo de inestabilidad derivado de la crisis de Brasil y la Región del Asia (1998 y 1999)
- DUMMY3 = Reporta la apreciación real cambiaria entre 2006:T2 – 2008:T4, lo cual se consideró solo para el modelo de las exportaciones totales. Mientras que para las exportaciones sin hidrocarburos y no tradicionales se consideran los periodos de depreciación cambiaria entre 1994 – 1995 y 2003 – 2005.

Los coeficientes estimados de corto plazo proveen alguna evidencia que es importante resaltar dentro el marco del análisis:

- El tipo de cambio real en el corto plazo presenta una baja influencia en las exportaciones totales de 0,57, mientras que con respecto a las exportaciones no tradicionales tiene una incidencia de 1,31, por lo cual predomina la variable precio en la evolución de los productos no tradicionales, y con respecto

a las exportaciones totales sin hidrocarburos y las tradicionales no presentan significancia alguna y por lo tanto no son relevantes para explicar el comportamiento de estas variables endógenas.

- Para el PIB de América latina, los parámetros estimados respecto a las cuatro variables endógenas no presentan significancia.
- Por último el índice de producción industrial tiene una incidencia con respecto a las exportaciones totales de 1,09, mientras que en relación con las exportaciones sin hidrocarburos, tradicionales y no tradicionales, no presenta significancia en los parámetros.

Con el fin de recoger los efectos de los *shocks* externos e internos se añaden variables *dummy* a los cuatro modelos que se presentan en el Cuadro 8. Se considera a la variable *Dummy1* como los efectos de la baja exportación de cada año que afecta negativamente a las exportaciones totales, sin hidrocarburos y no tradicionales. En cambio, la variable *Dummy2* representa los efectos de la crisis financiera de la región del Asia y el Brasil a finales de la década de los 90's que contribuye a una caída de las exportaciones totales y tradicionales.

Por último la variable *Dummy3* se añade a los cuatro modelos, con el fin de probar los efectos de la apreciación o depreciación del tipo de cambio real en las exportaciones totales, considerando por un lado los *shocks* del fenómeno de la apreciación cambiaria que se originó a mediados del año 2006 hasta finales del 2008, respecto del cual se encuentra una elasticidad de -0,09, afectando de esta manera al deterioro del desempeño de productos transables, y por el otro lado los *shocks* de periodos de depreciación cambiaria entre 1994 – 1995 y 2003 – 2005, en relación a lo cual se tiene un resultado positivo para las exportaciones sin hidrocarburos y no tradicionales con una elasticidad de 0,03, y 0,07 respectivamente.

V.6. Velocidad de ajuste²⁸

Un parámetro de suma importancia en el proceso del análisis del modelo de corto plazo está asociado a los coeficientes estimados del término de corrección del error, el cual mide la velocidad de ajuste de corto plazo de las exportaciones: totales, sin hidrocarburos, tradicionales y no tradicionales hacia sus niveles de equilibrio de largo plazo.

- Las exportaciones totales tiene una velocidad de ajuste de $-0,35$, lo que muestra una relativa convergencia hacia su nivel de equilibrio de largo plazo, por tanto, el tiempo necesario para absorber el 95% de un *shock* requiere de 2,8 trimestres.
- Para la exportación sin hidrocarburos la velocidad de ajuste es de $-0,60$; la convergencia a su equilibrio es lenta ya que requiere un tiempo necesario de 5,8 trimestres.
- En cambio para la exportación tradicional el coeficiente estimado de velocidad de ajuste es $-0,12$, y el tiempo necesario para eliminar su desequilibrio es de 1,4 trimestres, siendo el modelo que converge con mayor rapidez a su equilibrio de largo plazo.
- Y por último, las exportaciones no tradicionales reportan una velocidad de ajuste de $-0,40$; por tanto, para su convergencia a largo plazo requiere un tiempo de 3,3 trimestres. Este resultado presenta un moderado ajuste del modelo a su equilibrio de largo plazo.

VI. Conclusiones

La motivación principal de este trabajo fue dimensionar los efectos conjuntos de las variables macroeconómicas fundamentales como el tipo de cambio real y la actividad externa en el desempeño de nuestras exportaciones: totales, sin hidrocarburos, tradicionales y no tradicionales. Por tanto cabe destacar algunos hechos relevantes:

28 El tiempo requerido para disipar x por ciento de un *shock* se puede calcular mediante la expresión $(1 - |\alpha'|)^t$, donde: t es el número de periodo y α es el parámetro de la velocidad de ajuste.

- La estimación del tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo muestra evidencia de subvaluación y sobrevaluación. La apreciación cambiaria que se generó a partir del año 2006 hasta el año 2009, tiene dos hechos importantes: primero, desde el 2006:T3 hasta el 2008:T2, en el cual el tipo de cambio se encontraba por encima de su equilibrio, por lo que el efecto en las exportaciones no habría tenido incidencia alguna que pueda deteriorar su competitividad; mientras que en la segunda etapa (2008:T3 hasta el 2009:T1), se encontraba por debajo de su equilibrio y como consecuencia denotó efectos negativos en el crecimiento de las exportaciones, a pesar que en los últimos tres trimestres hubo un repunte hacia su equilibrio. Este resultado muestra la orientación de la política cambiaria que gira en torno a la estabilidad macroeconómica, por lo cual los desalineamientos cambiarios no son prolongados sino son transitorios.
- Los resultados de los cuatro modelos estimados, muestra evidencia que en el largo plazo las exportaciones estarían asociadas al ciclo económico de nuestros principales socios comerciales con la excepción de las exportaciones no tradicionales donde exhibe una fuerte dependencia del efecto precio (tipo de cambio real). En cambio en el corto plazo algunas variables no presentaron significancia en los parámetros, la cual no se consideró para el análisis del modelo. Sin embargo, cabe destacar que los periodos de inestabilidades experimentadas, como por ejemplo en los años 1998 y 1999, incidieron negativamente en la competitividad de las exportaciones y lo mismo en los últimos tres años (2006:T2 – 2008:T4) donde hubieron periodos de apreciación cambiaria.

Bajo estas consideraciones, podemos señalar que la competitividad no es un fin sino un medio a través del cual es posible aumentar nuestro bienestar. Podemos validar nuestra hipótesis acerca de que la influencia de una apreciación real del tipo de cambio es diferenciada y débil en gran parte de las exportaciones, debido a una alta dependencia de los productos tradicionales en relación con la demanda externa, los cuales sin duda explican en mayor porcentaje el comportamiento de las

exportaciones globales. Por tanto, en el largo plazo la competitividad de las exportaciones estaría asociada al efecto ingreso y además a aspectos de productividad e innovación, apertura comercial, acceso al uso de tecnología y otros que no están relacionados al movimiento cambiario pero que influyen en el desempeño exportador en el largo plazo.

Por otro lado, se podría considerar estimaciones de la demanda de exportación por zonas económicas; dado que Bolivia exporta a las distintas regiones económicas, lo cual podría dar mayores luces respecto a un análisis a nivel sectorial o global.

Referencias Bibliográficas

Aguilar, M. A., (2003). “Estimación del tipo de cambio real de equilibrio para Bolivia”, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 6(1), pp. 41-71.

Arandia, H., P. Cuba, B. Zambrana, H. Zambrana, (2006). “Notas 2: Efectos de la apreciación cambiaria”, *Notas de Coyuntura*, Unidad de Análisis de Política Sociales y Económicas (UDAPE), pp. 11 – 20.

Arize, A., T. Osang, D. Slottje, (2008). “Exchange-Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade”, *International Review of Economics and Finance*, 17, pp. 33 – 44.

Banco Central de Bolivia, (2001). *Operaciones de Mercado Abierto del Banco Central de Bolivia*, Gerencia de Operaciones Monetarias, La Paz, Bolivia.

Banco Central de Bolivia, (varios números). *Boletín Estadístico del Sector Externo*, La Paz, Bolivia.

Banco Central de Bolivia, (varias gestiones). *Memoria*, La Paz, Bolivia

Bustamante R., 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, *Estudios Económicos*, 16, pp. 103 – 126.

Bullock M., S. Grenville, G. Heenan, “The Exchange Rate and the Current Account”, en Blundell-Wignall, A. (Ed.) *Proceedings of a Conference – The Exchange Rate, International Trade and the Balance of Payments* (1993), Reserve Bank of Australia, pp. 84 – 141.

Cabezas M., J. Selaive, G. Becerra, (2004). “Determinantes de las exportaciones no minerales: una perspectiva regional”, Working Paper No. 296, Banco Central de Chile, diciembre.

Candia, G., H. Zambrana, E. Antelo, F. Valverde (1993), "Determinantes de las exportaciones en Bolivia", Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), *Revista de Análisis Económico*, 6, julio.

Castillo, R., R. Varela, (sin fecha). *Econometría práctica: fundamentos de series de tiempo*, versión preliminar. Disponible en <http://www.calstatela.edu/faculty/rcastil/Personal/LibroEconometriaInternet.pdf>.

Cerimedo F., L. Salim, J.M. Sánchez, (2005). "Devaluación real y exportaciones en Argentina", Documento de Trabajo, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, febrero.

Colque, P., (2006). "Fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio", Instituto de Investigaciones Socio Económicas (IISEC), Documento de trabajo No. 04/06, agosto.

De Gregorio, J., (2007). *Macroeconomía Teoría y políticas*, 1ra Edición, Prentice Hall, México.

Drama, G. H., (2010). "The Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance in Cote d'Ivoire: Evidence from the Cointegration Analysis and Error-Correction Models", Munich Personal RePEc Archive (MPRA), MPRA Paper No. 21810, April.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc., United States.

Escudé, G., (2005). "¿Quo Vadis Argentina? Estrategia de desarrollo, tipo de cambio real y régimen de política monetaria y cambiaria", Documento de trabajo presentado en la XL Reunión Anual – La Plata, Universidad Nacional de La Plata, noviembre.

Ferrufino, R., (1992). "El tipo de cambio real en el periodo post estabilización en Bolivia", Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), *Revista de Análisis Económico*, 5, junio.

Ferrufino, R., (1993). "El tipo de cambio y la balanza comercial en Bolivia durante el período post-estabilización", Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), *Revista de Análisis Económico*, 6, julio.

International Monetary Fund, (2009). *International Financial Statistics Yearbook, 2009*.

International Monetary Fund web page: www.imf.org

Gamez, C., F. Mochón, A. Argandoña (1996), *Macroeconomía Avanzada – I*, McGraw-Hill/ Interamericana de España S.A., España.

Ghosh A., A-M Gulde, H. Wolf, (2003). *Exchange Rate Regimes. Choices and Consequences*, MIT Press. United States of America.

Gylfason, T., (2002). "The Real Exchange Rate Always Floats", *Australian Economic Papers*, 41, pp. 369-381.

Gujarati, D., (2004). *Econometría*, 4ta Edición, Mc Graw-Hill, México.

Greene, W., (1999). *Análisis econométrico*, 3ra Edición, Prentice Hall, España.

Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, 5th Edition, Prentice Hall, United States.

Instituto Nacional de Estadística, (varios números). *Boletín Estadístico del Comercio Exterior*, La Paz, Bolivia.

Krugman, P., M. Obstfeld, (2002). *Economía Internacional. Teoría y política del comercio internacional*, 5ta Edición, Pearson Addison Wesley, España.

Lora, O., W. Orellana, (2000). "Tipo de cambio real de equilibrio: Un análisis del caso boliviano en los últimos años", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 3(1), pp. 41-79.

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.

Lütkepohl, H., (2007). "Econometric Analysis with Vector Autoregressive Models", European University Institute, Working paper ECO 2007/11, April.

Michel, J. M., (2007) "Exportaciones dominicanas hacia la Unión Europea (UE27)", Unidad de Inteligencia Comercial (UIC), Working paper No 1.

Misas M., M.T. Ramírez, L. F. Silva, (2001). "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes", Banco de la República de Colombia, *Borradores de Economía* N° 178, abril.

Ramírez, A., H. Rendón, (2003). "Condición Marshall – Lerner y efecto curva J: una aproximación al caso colombiano", Universidad EAFIT, *Escritos de Economía* No. 5.

Reinhart, C., (1995), "Devaluación, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries", *IMF Staff Papers*, 42(2), pp. 290-312.

Sachs, J., F. Larraín, (1994). *Macroeconomía en la economía global*, 1era Edición, Prentice Hall Hispanoamericana, México.

Solimano, A. "Aspectos conceptuales sobre la política cambiaria relevantes para América Latina", en Cortázar R. (Ed.). *Políticas macroeconómicas: una perspectiva latinoamericana*, (1986), CIEPLAN, Santiago, Chile.

Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, (2009), "Dossier de Estadísticas Sociales y Económicas". Disponible en www.udape.gob.bo.

APÉNDICE A

Los modelos especificados fueron sometidos a varias pruebas para determinar su robustez.

Cuadro A.1: ELECCIÓN DE MÁXIMO DE REZAGO

Exportaciones				
		Totales	Sin Hidrocarburos	
Lag	LogL	SC	LogL	SC
0	364,972	-9,137	371,602	-9,586
1	594,102	-14,973*	579,401	-14,785*
2	626,487	-14,936	601,536	-14,442
3	643,283	-14,433	636,117	-14,470

Exportaciones				
		Tradicionales	No Tradicionales	
Lag	LogL	SC	LogL	SC
0	340,333	-8,653	318,463	-8,000
1	590,989	-15,131*	573,326	-14,604*
2	616,448	-14,887	604,248	-14,523
3	634,577	-14,424	630,748	-14,310

* indicates lag order selected by the criterion

SC: Schwarz information criterion

Cuadro A.2: PRUEBA DE NORMALIDAD

VEC Residual Normality Tests						
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)						
H0: residuals are multivariate normal						
Componentes	Skewness		Kurtosis		Normalidad	
	Chi-sq	Prob.	Chi-sq	Prob.	Jarque-Bera	Prob.
Export. Total	1,7972	0,1801	0,5228	0,4696	2,3200	0,3135
Export sin Hidrocarburos	3,1723	0,0749	0,4493	0,5026	3,6216	0,1635
Export Tradicionales	4,3228	0,3641	12,9478	0,1150	1,7271	0,2740
Export. No Tradicionales	0,1442	0,7042	2,6803	0,1016	2,8244	0,2436

Cuadro A.3: PRUEBA LM DE CORRELACIÓN SERIAL**VEC Residual Serial Correlation LM Tests****H0: no serial correlation at lag order h**

Lags	Exportaciones Totales		Exportaciones sin Hidrocarburos	
	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob
1	35,53	0,063	33,13	0,071
2	13,60	0,629	18,33	0,3051
3	20,37	0,204	21,71	0,1526
4	6,53	0,981	17,89	0,3303
5	19,29	0,254	27,38	0,0734
Lags	Exportaciones Tradicionales		Exportaciones No Tradicionales	
	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob
1	41,58	0,050	21,69	0,154
2	22,27	0,135	21,21	0,170
3	15,44	0,493	17,94	0,327
4	10,16	0,858	13,46	0,639
5	21,68	0,154	15,52	0,487

Cuadro A.4: PRUEBA DE HETEROSCEDASTICIDAD NO CRUZADA**VEC Residual Heteroskedasticity Tests:****No Cross Terms (only levels and squares)**

Exportaciones Totales			Exportaciones sin Hidrocarburos		
Chi-sq	Df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
189,99	160	0,0528	238,55	150	0,0000
Exportaciones Tradicionales			Exportaciones No Tradicionales		
Chi-sq	Df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
242,91	230	0,2670	187	150	0,0219

APÉNDICE B

Modelo de la demanda de exportaciones

El problema que enfrenta el agente representativo es la siguiente función de utilidad:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} u(n_t, x_t) dt \quad (B.1)$$

Y, donde, $0 < \beta < 1$ representa la tasa de descuento. Por tanto, la expresión anterior puede ser escrita como:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1 - \alpha) \ln(x_t)] e^{-\beta t} dt \quad (B.2)$$

s. a.

$$\dot{g} = d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g \left(\frac{P^x}{P^*} \right) - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (B.3)$$

Dónde:

($\dot{g}$): La variación del presupuesto,

(d): Bienes producidos dentro de un país

(m): Exportaciones de los bienes

(g): Presupuesto inicial

(n): Gasto en consumo interno (bienes no transables)

(x): Gasto destinado a consumo de exportación (bienes transables)

$\left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t$: Relación entre el precio de las exportaciones del país extranjero, que es lo mismo decir, el precio de importación para el país

en vías de desarrollo, y el precio interno en el país extranjero.

$\left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t$: Relación entre el precio de importación, que en nuestro caso representa el precio de exportación, y el precio interno en el país extranjero.

Por tanto, tenemos el siguiente Hamiltoniano:

$$H = \int_{t=0}^{\infty} [\alpha \ln(n_t) + (1-\alpha) \ln(x_t)] e^{-\beta t} + \pi \left[d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right] \quad (\text{B.4})$$

El Hamiltoniano descrito anteriormente tiene a p como la *variable de estado*, y donde podemos aplicar las condiciones de primer orden a través de un proceso de derivada, obteniendo los siguientes resultados:

$$\frac{\partial H}{\partial n_t} = \frac{\alpha}{n} e^{-\beta t} - \pi = 0 \quad (\text{B.5})$$

$$\frac{\partial H}{\partial x_t} = \frac{(1-\alpha)}{x} e^{-\beta t} - \pi \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = 0 \quad (\text{B.6})$$

$$\frac{\partial H}{\partial \pi} = d_t + m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t - n_t - x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = 0 \quad (\text{B.7})$$

Luego igualando la ecuación (B.5) y (B.6) tenemos:

$$n_t = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (\text{B.8})$$

Utilizando la solución para x_t de la ecuación B.7 y reemplazando ésta en B.8 y además, aplicando la condición *market – clearing*²⁹ donde se expresa como:

$$d_t = n_t$$

Por tanto se tiene

$$x_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t = m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (\text{B.9})$$

Aplicando logaritmo a la ecuación anterior, tenemos lo siguiente:

$$\ln \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t + \ln x_t = \ln \left[m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right] \quad (\text{B.10})$$

Luego despejando el logaritmo de x_t , se tiene:

$$\ln(x_t) = \ln \left[m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right] - \ln \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \quad (\text{B.11})$$

Realizando cambio de variables para simplificar el análisis se tiene:

29 Ver [Reinhart (1995) *op. cit.*] y [Misas et al. (2001) *op. cit.*]

$$\begin{aligned}
 X_t &= \ln(x_t) && \text{Cantidad de exportación} \\
 W_t &= \ln \left[m_t \left(\frac{P^m}{P^*} \right)_t + g_t \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t \right] && \text{Variable de escala} \\
 P_t &= \ln \left(\frac{P^x}{P^*} \right)_t && \text{Variable del precio relativo}
 \end{aligned}$$

Volviendo a escribir la ecuación (B.11), tenemos una ecuación estimable de la demanda de exportación:

$$X_t = \mu - \beta_1 P_t + \beta_2 W_t + \varepsilon_t \quad (\text{B.12})$$

De tal forma que los desequilibrios observados con respecto al nivel esperado de la demanda de exportación en el largo plazo, tienden a desaparecer, y por tanto $X_t = X_t^*$. Por tanto la ecuación general en el largo plazo es:

$$X_t^* = \mu - \beta_1 P_t + \beta_2 W_t + \varepsilon_t$$

APÉNDICE C

Cuadro C.1: DEFINICIÓN DE VARIABLES

VARIABLES	FUENTES PRIMARIAS	DEFINICIONES	ABREVIATURA
- Variables Endógenas			
Exportaciones			
TOTALES	INE	Índice de Volumen, 1990 = 100	QTOT
TOTALES SIN			
HIDROCARBUROS	INE	Índice de Volumen, 1990 = 100	QTOTSH
TRADICIONALES	INE	Índice de Volumen, 1990 = 100	QT
NO TRADICIONALES	INE	Índice de Volumen, 1990 = 100	QNT
- Variable Precio relativo			
Tipo de Cambio Real			
MULTILATERAL	BCB	Índice del Tipo de Cambio Real y Tipo de Cambio Real y TCR Efectivo	
- VARIABLES DE ESCALA			
PIB DE AMERICA LATINA	Bancos Centrales e Institutos Nacionales de Estadística, de cada uno de los países	Índice de la producción de América Latina, 2005 = 100; se considera los siguientes países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú	PIBAL
INDICE DE PRODUCCION INDUSTRIAL	FMI	Índice de producción Industrial, 2005 = 100; incluye: Estados Unidos, Australia, Canadá, Japón, Nueva Zelanda, la Zona del Euro y otros	PIBIND

Nota: Los datos estadísticos fueron extraídos de diferentes documentos como por ejemplo: Boletín del Comercio Exterior en CD-ROM (varios números) del INE, Boletín Estadístico del Sector Externo (varios números) del BCB, e información de su página web: www.bcb.gob.bo, además del uso del CD-ROM del International Financial Statistics del FMI y datos de su página web: www.imf.org, así como también de las bases de datos de los Bancos Centrales e Institutos Nacionales de Estadísticas de los países de América Latina a los que se accedió a través de sus páginas webs.

APÉNDICE D

Prueba de raíz unitaria

Test Dickey Fuller

Este test nos lleva a verificar si una variable de serie de tiempo es: $I(0)$, $I(1)$ o $I(d)$, o sea procede a verificar la estacionariedad: una variable es estacionaria cuando su media, su varianza y su covarianza (en los diferentes rezagos) permanecen constantes, es decir, no sufren cambios, lo cual expresamos en términos de nomenclatura de la siguiente manera:

Media	$E(y_t) = \mu$
Varianza	$Var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
Covarianza	$\gamma_k = E[(Y_t - \mu_t)(Y_{t-1} - \mu_t)]$

Por tanto, si consideramos el siguiente modelo simple:

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t$$

observamos que μ_t es una variable estocástica, es decir, es *el término de error ruido blanco*³⁰. El test Dickey Fuller tomó en cuenta tres modelos para realizar el proceso de raíz unitaria:

$Y_t = \gamma Y_{t-1} + \mu_t$	Modelo random walk
$Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \mu_t$	El paseo aleatorio con deriva (presencia de constate)
$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 t + \gamma Y_{t-1} + \mu_t$	Modelo con tendencia

³⁰ Este término de error ruido blanco engloba los supuestos de un modelo clásico, que considera media cero ($E(u_t)=0$), varianza constante o sea, ($E(u_t^2)=\sigma^2$) (homoscedasticidad) y no está autocorrelacionado.

Test Dickey Fuller Aumentado

Si existe correlación serial en los errores, se lleva a cabo el test de Dickey Fuller Aumentado, el cual se muestra en la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

Donde las hipótesis son:

Ho: $\gamma = 0$

Ha: $\gamma < 0$

Si $\gamma = 0$, aceptamos la hipótesis nula, acerca de la presencia de raíz unitaria; en cambio cuando $\gamma < 0$, se rechaza la hipótesis nula en favor de la hipótesis alternativa, resultado que indica que no hay raíz unitaria.

APÉNDICE E

Método de Johansen para testear la existencia de relaciones de cointegración

Uno de los test de cointegración se debe a la metodología desarrollada por Johansen, la cual considera primero un VAR no restringido de orden p .

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad 31$$

Donde, y_t es un vector de k rezagos no estacionaria de orden $I(1)$, X_t es un vector de d determinísticas, y ε_t es un vector de innovación. Podemos escribir este VAR como:

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Pi y_{t-2} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Dónde:

$$\Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i\right) ; \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Si el sistema es completo, es necesario que Π sea distinto de cero. Por lo tanto, el número de relaciones de cointegración depende de las propiedades de la matriz Π :

- Si su rango es igual a cero, entonces no existe relación de cointegración y la mejor manera de modelar es a través de un VAR en diferencias.
- Si el rango es completo, entonces todo el sistema es estacionario y se puede estimar un VAR en niveles.
- Y finalmente, si el rango es igual a k (menor al tamaño de la matriz Π) entonces es conveniente identificar las relaciones de cointegración y utilizar VAR con términos de corrección de errores.

31 Ver: [Greene (1999)], y [Quantitative Micro Software, LLC (2004)].

APÉNDICE F

Modelo de series de tiempo

1. Vector Autoregresivo (VAR)

Un modelo VAR es un sistema de dos o más series de tiempo, en el que consideran rezagos de las variables para ver la interacción dinámica que pudiera existir entre ellas. Por tanto consiste de dos dimensiones fundamentales: el número de variables (k) y el número de rezagos (p). Por ejemplo un modelo VAR de tres variables y un rezago es:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \gamma_{11}y_{1t-1} + \gamma_{12}y_{2t-1} + \gamma_{13}y_{3t-1} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \gamma_{21}y_{1t-1} + \gamma_{22}y_{2t-1} + \gamma_{23}y_{3t-1} + u_{2t}$$

$$y_{3t} = \beta_{30} + \gamma_{31}y_{1t-1} + \gamma_{32}y_{2t-1} + \gamma_{33}y_{3t-1} + u_{3t}$$

Reescribiendo las anteriores ecuaciones en términos de matrices se tiene:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{pmatrix}$$

Lo anterior se puede escribir para un VAR de k variables y p rezagos de la siguiente manera:

$$y_t = \mu + \Pi_t y_{t-1} + \dots + \Pi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde; y_t es un vector $k \times 1$, μ es el vector de intercepto $k \times 1$, Π_t es una matriz de coeficiente $k \times k$ y ε_t es un vector de innovación $k \times 1$

2. Vector de Corrección del Error (VEC)

Un modelo VEC es un VAR restringido diseñado para el uso con series de tiempo no estacionarias. El VEC tiene la construcción de una relación de cointegración dentro de una especificación, restringido al comportamiento de largo plazo de las series que convergen a su relación de cointegración durante el ajuste dinámico de corto plazo. El término de cointegración es sabido como el término de corrección

de error, donde la desviación del equilibrio a largo plazo se corrige gradualmente a través de una serie de ajustes parciales a corto plazo. Como ejemplo consideramos un sistema con dos variables con una ecuación de cointegración y sin término de diferenciación alguno. Para simplificar aún más no hemos incluido valores retardados de las variables en el lado derecho de la ecuación, a pesar de que habitualmente sí se incluyen las variables endógenas retardadas. La ecuación de cointegración es:

$$y_{2t} - \beta y_{1t}$$

que sólo se cumplirá a largo plazo. Por tanto, el error que se irá corrigiendo es

$$y_{2t} - \beta y_{1t}$$

Y el VEC es

$$\Delta y_{1t} = \alpha_1 (y_{2t-1} - \beta y_{1t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_{2t} = \alpha_2 (y_{2t-1} - \beta y_{1t-1}) + \varepsilon_t$$

En este modelo la única variable que aparece en la parte derecha de la ecuación es el término del error. En el equilibrio a largo plazo, este término se hace cero. Sin embargo, si y_1 e y_2 se desvían del equilibrio a largo plazo en el periodo actual, el término de corrección del error es distinto de cero y cada variable se ajusta parcialmente para establecer la relación de equilibrio. Los coeficientes α_1 y α_2 miden, la velocidad de este ajuste.

Otra especificación de un modelo VEC, podría asumir que las series presentan tendencia y un término constante, por tanto, expresando en términos matemáticos el modelo vendría a ser como:

$$\Delta y_{1t} = \delta_1 + \alpha_1 (y_{2t-1} - \mu - \beta y_{1t-1}) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_{2t} = \delta_2 + \alpha_2 (y_{2t-1} - \mu - \beta y_{1t-1}) + \varepsilon_{2t}$$

APÉNDICE G

Cuadro G1: RESULTADO DEL TEST DE RAÍZ UNITARIA

Pruebas de Raíz Unitaria									
VARIABLES	ADF test Statistics	Critical Value			Orden	Pvalue	Const	Tend	Rez
		1%	5%	10%					
LQTOT	-0,922564	-3,531592	-2,905519	-2,590262	1	0,7752	si	no	4
ΔLQTOT	-4,041096	-3,531592	-2,905519	-2,590262					
LQTOTSH	1,379731	-2,599934	-1,945745	-1,613633	1	0,9568	no	no	4
ΔLQTOTSH	-4,580352	-2,601024	-1,945903	-1,613543					
LQT	1,718261	-2,597939	-1,945456	-1,613799	1	0,9784	no	no	0
ΔLQT	-8,480653	-2,598416	-1,945525	-1,613760					
LQNT	1,530625	-2,599934	-1,945745	-1,613633	1	0,9680	no	no	4
ΔLQNT	-4,941589	-2,599934	-1,945745	-1,613633					
LTCR	-0,501895	-2,598907	-1,945596	-1,613719	1	0,4954	no	no	2
ΔLTCR	-2,837798	-2,598907	-1,945596	-1,613719					
LPIBIND	1,250139	-2,600471	-1,945823	-1,613589	1	0,9449	no	no	5
ΔLPIBIND	-2,787615	-2,600471	-1,945823	-1,613589					
LPIBAL	0,932145	-2,597939	-1,945456	-1,613799	1	0,9050	no	no	0
ΔLPIBAL	-9,824125	-2,598416	-1,945525	-1,613760					

Nota: La elección del rezago fue determinado bajo el criterio de Schwarz (maximum lags = 5)