



Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República

**UNIVERSIDAD DE LA REPUBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y DE
ADMINISTRACION**

**Tesis presentada para la obtención del Título de Magister en
Economía**

**POLÍTICA CAMBIARIA Y BALANZA
COMERCIAL: VERIFICACIÓN DE LA
CONDICIÓN MARSHALL - LERNER Y
PRESENCIA DE LA CURVA J EN LA
ECONOMÍA URUGUAYA
(1983 – 2008)**

AUTOR: Juan José Lacalle Pou

TUTOR: Ec. Gabriela Mordecki Pupko

Montevideo, Uruguay

Junio de 2009

FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y DE ADMINISTRACION

PÁGINA DE APROBACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título: Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la condición Marshall - Lerner y presencia de la curva J en la economía Uruguay (1983 – 2008)

Autor: Juan José Lacalle Pou

Tutor: Ec. Gabriela Mordecki Pupko

Carrera: Maestría en Economía

Puntaje:

Tribunal:

Profesor.....

Profesor.....

Profesor.....

Fecha

INDICE

I. INTRODUCCION.....	6
II. MARCO TEORICO.....	11
II.1 Introducción	11
II.2 Modelo teórico simple de balanza comercial (Rose y Yellen)	17
III. RECOPIACIÓN DE ANTECEDENTES.....	25
III.1 Introducción.....	25
III.2 Evidencia empírica de la Condición Marshall-Lerner y la Curva J a nivel internacional.....	26
III.3 Evidencia empírica de la Condición Marshall-Lerner y la Curva J a nivel regional.	30
IV. METODOLOGIA ECONOMETRICA Y ANALISIS EMPIRICO.....	37
IV.1 Concepto de cointegración y metodología econométrica empleada.....	37
IV.2 Análisis Empírico.....	42
V. CONCLUSIONES.....	82
BIBLIOGRAFIA.....	89
ANEXO ECONOMETRICO.....	95
ANEXO I - Derivación de la Condición Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM)	137

RESUMEN

Entre las principales cuestiones que deben tener en cuenta los responsables de diseñar la política económica de una economía pequeña, abierta y altamente dependiente de la demanda externa como la uruguaya, es la respuesta de la balanza comercial ante cambios en el tipo de cambio. Los efectos de una devaluación de la moneda doméstica sobre la balanza comercial han sido objeto de debate permanente en la literatura económica internacional.

La mayoría de los economistas y hacedores de política creen que la devaluación de la moneda doméstica implica una mejora del saldo comercial con el exterior, transcurrido un determinado periodo de tiempo. Conforme al Enfoque de las Elasticidades de la Balanza de Pagos, dicha devaluación tendrá efectos positivos sobre la balanza comercial si se cumple la Condición de Marshall-Lerner (CML). Sin embargo, en la práctica ha habido circunstancias bajo las cuales esta condición fue satisfecha pero la balanza comercial continuó deteriorándose. Por lo tanto, el foco de análisis pasó a centrarse en la dinámica de corto plazo que investiga acerca de la trayectoria de la balanza comercial post devaluación, y por ende, la ocurrencia del fenómeno de la Curva J.

Este trabajo tiene por objetivo verificar el cumplimiento de la CML y la presencia de la Curva J para la economía uruguaya en el período 1983 - 2008.

La metodología utilizada se basa en el procedimiento de Cointegración propuesto por Johansen y Juselius y en la estimación de un Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VECM).

En el caso de la muestra completa (1983.I-2008.II), se encontró que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial, el ingreso doméstico, el ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real. Se concluye que la CML no es satisfecha y que existe una relación negativa entre el tipo de cambio real y la balanza comercial uruguaya en dicho período.

Para el caso de la sub-muestra (1990.I-2008.II), se encontró la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial, el ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real. En contraposición al caso anterior, la CML es satisfecha. Se concluye que un incremento del tipo de cambio real no sólo ha influido sino que ha mejorado la balanza comercial uruguaya en el período en cuestión.

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Adicionalmente, la trayectoria temporal seguida por la balanza comercial post-devaluación, no se asemeja a una letra J inclinada hacia la derecha. Por lo tanto, no se encontró evidencia empírica que compruebe la presencia del fenómeno de la Curva J.

Palabras Claves: Tipo de Cambio Real, Balanza Comercial, Condición Marshall-Lerner, Curva J, Cointegración, VECM, Uruguay

I. INTRODUCCION

En los países emergentes como Uruguay, el manejo del tipo de cambio como instrumento de política económica ha sido una práctica frecuente. En particular, el tipo de cambio ha sido utilizado habitualmente con dos propósitos diferentes: por un lado, se lo ha utilizado como ancla nominal para la fijación de la política monetaria que permita controlar la evolución de la inflación; y por otro lado, se lo ha utilizado para mejorar la competitividad del país con el exterior (vía precios) a través de las llamadas devaluaciones competitivas.

Con respecto a este segundo propósito, al definir una política de tipo de cambio una de las cuestiones principales que deben tener en cuenta los responsables de diseñar la política económica, es la respuesta de la balanza comercial ante cambios en el tipo de cambio. Los efectos de una devaluación de la moneda doméstica sobre la balanza comercial han sido objeto de debate permanente en la literatura económica internacional. Dicha cuestión ha sido de particularmente analizada en el marco del Enfoque de las Elasticidades de la Balanza de Pagos.

La mayoría de los economistas y hacedores de política creen que la devaluación nominal de la moneda doméstica implica una mejora del saldo comercial con el exterior, transcurrido un determinado periodo de

tiempo. Conforme al Enfoque de las Elasticidades (EE), dicha devaluación tendrá efectos positivos sobre la balanza comercial si se cumple la Condición de Marshall-Lerner (CML).

En su versión más simple, la CML postula lo siguiente: si la elasticidad precio de la oferta doméstica de exportaciones (ε) y la elasticidad precio de la oferta extranjera de exportaciones (ε^*) son estrictamente elásticas, (es decir, $\varepsilon \rightarrow \infty$ y $\varepsilon^* \rightarrow \infty$); y el ingreso permanece constante; entonces, una devaluación real de la moneda doméstica provoca una mejora de la balanza comercial cuando la suma de la elasticidad precio de la demanda doméstica por importaciones (η) y la elasticidad precio de la demanda extranjera por importaciones (η^*) es en valor absoluto mayor que uno. En su presentación estándar, la CML implica que $|\eta + \eta^*| > 1$.

Los promotores del EE argumentan que la CML provee tanto de las condiciones necesarias como suficientes para una mejora de la balanza comercial. Sin embargo, la evidencia empírica muestra que ha habido circunstancias bajo las cuales si bien esta condición fue satisfecha, la balanza comercial no mejoró.

Desde la introducción del concepto de la Curva J por Magee (1973)¹, el foco de análisis pasó a centrarse en la dinámica de corto plazo que investiga acerca de la trayectoria de la balanza comercial post devaluación. Magee sostiene que, luego de una devaluación, debido a rezagos en la dinámica de los ajustes, es posible que en el corto plazo la balanza comercial se deteriore, y recién mejore con el transcurso del tiempo. Por lo tanto, la trayectoria temporal resultante de la balanza comercial de un país tras la devaluación de su moneda, se asemeja a una letra J levemente inclinada hacia la derecha. A partir de esta apreciación, surgió la denominación del fenómeno de Curva J.

Este trabajo tiene por objetivo verificar el cumplimiento de la CML y la presencia del fenómeno de la Curva J para la economía uruguaya en el período 1983 - 2008.

A partir de la década de los años 90, la mayoría de las investigaciones existentes en la literatura económica que abordan el análisis en cuestión (tanto para países industrializados como economías emergentes), coinciden en la utilización del procedimiento de Cointegración propuesto por Johansen y Juselius (1990)². En la presente investigación se acude a

¹ Magee, S.P. (1973): "Currency Contracts, Pass Through and Devaluation", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 303-325.

² Johansen, S. and K. Juselius (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

dicha metodología econométrica para abordar el estudio del caso uruguayo.

Asimismo, la mayoría de las investigaciones coinciden en la utilización de ciertas variables como determinantes de la dinámica de la balanza comercial, a saber: el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso extranjero. Esta investigación no constituye una excepción.

Dentro de las principales conclusiones se encontró que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial, el ingreso doméstico, el ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real en el caso de la muestra completa (1983.I-2008.II). Del análisis surge que la CML no es satisfecha y que existe una relación negativa entre el tipo de cambio real y la balanza comercial uruguaya en dicho período.

Por su parte, para el caso de la sub-muestra (1990.I-2008.II), se encontró la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial, el ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real. En contraposición al caso anterior, la CML es satisfecha. Se concluye que un incremento del tipo de cambio real no sólo ha influido sino que ha mejorado la balanza comercial uruguaya en el período en cuestión.

Adicionalmente, la trayectoria temporal seguida por la balanza comercial post-devaluación, no se asemeja a una letra J inclinada hacia la derecha. Por lo tanto, no se encontró evidencia empírica que compruebe la presencia del fenómeno de la Curva J.

Este trabajo de tesis se estructura en cinco capítulos incluyendo la presente introducción. En el siguiente capítulo, se presenta el marco teórico donde se introducen la CML y el fenómeno de la Curva J en el marco del Enfoque de las Elasticidades (EE) de la Balanza de Pagos (ó el modelo de Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM)). Asimismo, se presenta un modelo teórico simple de balanza comercial propuesto por Rose y Yellen (1989)³, modelo en el cual se apoya la presente investigación. En el tercer capítulo, se realiza una recopilación de los trabajos que a nivel internacional y regional se consideraron de mayor interés para el estudio de la evidencia empírica de la verificación de la CML y la presencia de la Curva J en las distintas economías. En el cuarto capítulo, se presenta la metodología econométrica empleada y los resultados del análisis empírico llevado a cabo para el caso uruguayo. En el quinto y último capítulo, se presentan las conclusiones extraídas sobre los resultados encontrados y se realizan algunos comentarios finales. Al final del documento, se presentan los anexos correspondientes.

³ Rose, A.; Yellen, J. (1989): "Is there a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68, North-Holland.

II. MARCO TEORICO

II.1 Introducción

Como se mencionó anteriormente, el objeto principal de análisis de la presente investigación es verificar el cumplimiento de la Condición Marshall – Lerner (CML) y la presencia del fenómeno de la Curva J para la economía uruguaya en el período 1983-2008. Para estar en condiciones de contestar dichas interrogantes, primero se debe explorar si existe una relación de largo plazo de equilibrio entre la balanza comercial y el tipo de cambio real en la economía nacional.

En la literatura económica existen básicamente tres grandes enfoques de la Balanza de Pagos: Enfoque de las Elasticidades (EE), Enfoque de la Absorción (EA) y el Enfoque Monetario (EM). En el marco de cada uno de ellos, se aborda la relación entre la balanza comercial y el tipo de cambio. Concretamente, se analiza el impacto que tiene una devaluación de la moneda doméstica sobre la balanza comercial del país en cuestión.

La literatura que ha estudiado la relación entre la balanza comercial y los tipos de cambio, surgió en primera instancia con el trabajo desarrollado por Bickerdike (1920)⁴, y luego continuó con los trabajos de Robinson

⁴ Bickerdike, C. F. (1920): "The Instability of Foreign Exchanges". *Economic Journal* 30:117, (March), pp. 118-122.

(1947)⁵ y Metzler (1948)⁶. Estos trabajos constituyen la fuente de lo que se conoce como el Enfoque de las Elasticidades (EE) de la Balanza de Pagos ó el modelo Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM).

Dicho enfoque surge en épocas de importantes devaluaciones competitivas de posguerra, a través de las cuales los países buscaban aumentar sus exportaciones, y de esta forma buscaban disminuir el desempleo existente.

El EE hace hincapié sobre todo en la balanza comercial, ya que los países buscaban la manera de reactivar sus economías vía mayores exportaciones de bienes y servicios, haciendo abstracción de los servicios factoriales y la cuenta capital. Se considera al comportamiento monetario como irrelevante en relación a los problemas reales.

El aspecto central de dicho enfoque son los efectos sustitución en el consumo (explícito) y en la producción (implícito) inducidos por los cambios en los precios relativos causados por una devaluación.

En el marco de dicho modelo se deriva la Condición Marshall-Lerner (CML).

⁵ Robinson, J. (1947): "Essays in the Theory of Employment". Oxford, Basil Blackwell.

⁶ Metzler, L. (1948): "A Survey of Contemporary Economics". Vol. I, Richard D. Irwin, INC, Homewood, IL.

La CML postula que si la elasticidad precio de la oferta doméstica de exportaciones (ϵ) y la elasticidad precio de la oferta extranjera de exportaciones (ϵ^*) son estrictamente elásticas, (es decir, $\epsilon \rightarrow \infty$ y $\epsilon^* \rightarrow \infty$); y el ingreso permanece constante; entonces, una devaluación real de la moneda doméstica provoca una mejora de la balanza comercial cuando la suma de la elasticidad precio de la demanda doméstica por importaciones (η) y la elasticidad precio de la demanda extranjera por importaciones (η^*) es en valor absoluto mayor que uno. En su presentación estándar, la CML implica que $|\eta + \eta^*| > 1$.

Los promotores de este enfoque argumentan que la CML provee tanto de las condiciones necesarias como suficientes para una mejora de la balanza comercial. Sin embargo, en la práctica ha habido circunstancias bajo las cuales esta condición fue satisfecha pero la balanza comercial continuó deteriorándose. Por lo tanto, el foco de análisis pasó a centrarse en la dinámica de corto plazo que investiga acerca de la trayectoria de la balanza comercial post devaluación.

Una devaluación real de la moneda doméstica tiene dos efectos sobre la balanza comercial:

- El efecto valor, que contribuye a un deterioro de la balanza comercial. Mientras que la devaluación provoca un aumento del

valor de las importaciones domésticas expresadas en moneda doméstica, las exportaciones expresadas en moneda doméstica no varían.

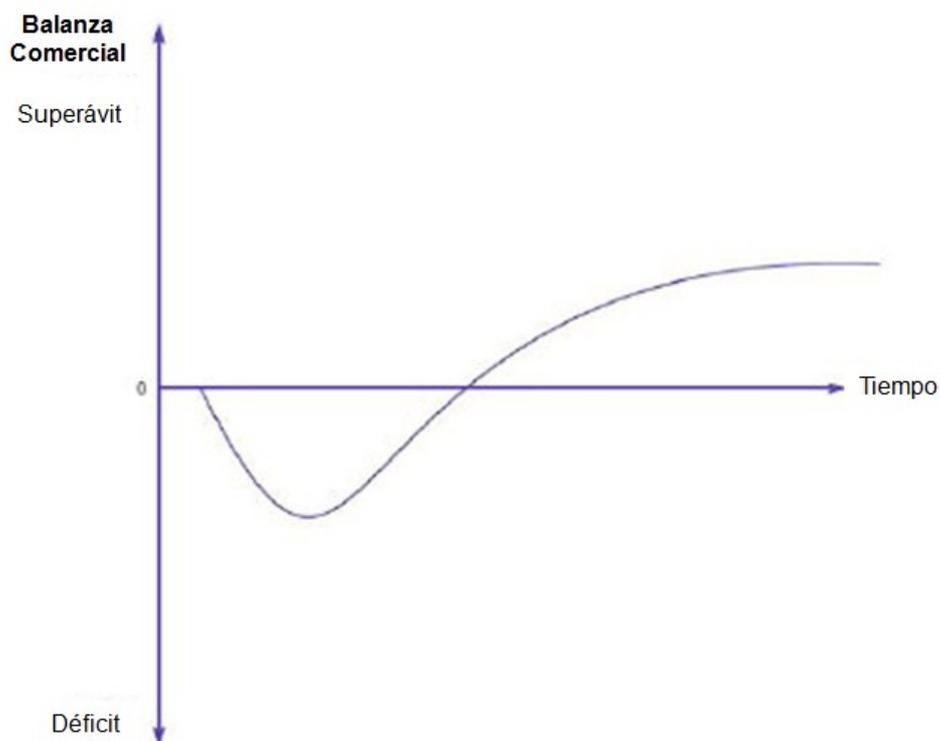
- El efecto volumen, que contribuye a una mejora de la balanza comercial. La devaluación conduce a un mayor volumen de exportaciones, y a una disminución en el volumen de las importaciones.

Mientras que el tipo de cambio se ajusta instantáneamente, existe un rezago en el tiempo para el ajuste a los nuevos precios relativos por parte de consumidores y productores. Por lo tanto, en el corto plazo el efecto valor puede dominar sobre el efecto volumen, deteriorándose la balanza comercial. En el largo plazo, si la CML se mantiene, el efecto volumen tendería a dominar sobre el efecto valor, lo que implica una mejoría de la balanza comercial.

De esta manera, un deterioro de corto plazo es consistente con una mejora de largo plazo en la balanza comercial y puede ser una característica necesaria de la devaluación. Es decir, que una devaluación precisa tiempo para provocar una mejora de la balanza comercial.

Luego de la ocurrencia de una devaluación, si se grafica el impacto de la misma sobre la balanza comercial, se encuentra que la trayectoria

temporal de la misma la misma sigue un patrón de Curva J inclinada hacia la derecha.



Existen numerosos trabajos que analizan las relaciones de corto y largo plazo entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. Mientras hay razones para creer que el fenómeno de la Curva J caracteriza la dinámica de corto plazo, también existen razones para creer que no es así. La evidencia empírica ha sido bastante inconclusa al respecto.

En la presente investigación, se acude al modelo teórico propuesto por Rose y Yellen (1989)⁷. Estos autores desarrollan, en el marco del Enfoque de las Elasticidades (EE), un modelo teórico simple de comercio internacional, con el objetivo de analizar los efectos de las interrelaciones entre el tipo de cambio y la cuenta corriente.

Dicho enfoque permite un análisis directo del comportamiento de la balanza comercial – construida como una forma funcional reducida dependiendo directamente del tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso extranjero – ante cambios en los precios relativos, requiriendo escaso conocimiento acerca de los parámetros estructurales.

Asimismo, la utilización de dicho marco teórico ha sido muy frecuente en el estudio del tema en cuestión para distintos países llevado a cabo por diversos autores: Bahmani y Kantipong (Tailandia 2001), Ahmad y Yang (China 2004), Narayan (Nueva Zelanda 2004), Gómez y Paz (Brasil 2005), Matesanz y Fugarolas (Argentina 2006), Duarte y Cuesta (Paraguay 2006), entre otros.

En suma, la elección de dicho modelo teórico en el presente trabajo se fundamenta en su extensa utilización en numerosas investigaciones tanto

⁷ Rose, A.; Yellen, J. (1989): "Is there a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68, North-Holland.

a nivel regional como internacional presentados en los antecedentes; y en que se adapta a la disponibilidad de información para el caso uruguayo.

II.2 Modelo teórico simple de balanza comercial (Rose y Yellen)

El modelo propuesto por Rose y Yellen se basa en la existencia de dos países, y supone que los bienes que se importan y los que se producen en cada país son sustitutivos imperfectos.

Se asume que el volumen de bienes importados demandado por los residentes domésticos (extranjeros) depende positivamente del ingreso real doméstico (extranjero) y negativamente del precio relativo de los bienes importados:

$$D_m = D_m(Y, p_m) \quad \text{y} \quad D_m^* = D_m^*(Y^*, p_m^*) \quad (1)$$

Donde:

D_m = cantidad de bienes importados por el país doméstico

D_m^* = cantidad de bienes importados por el extranjero

Y = nivel de ingreso real medido en producto doméstico

Y^* = nivel de ingreso real medido en producto extranjero

p_m = precio relativo de los bienes importados por el país doméstico
respecto de los bienes producidos domésticamente; ambos medidos
en moneda local

p_m^* = precio relativo de los bienes importados por el país extranjero
respecto de los bienes producidos en el extranjero; ambos medidos
en moneda extranjera.

Estas ecuaciones representan funciones de demanda Marshallianas, con elasticidades de precios relativos e ingreso con signo negativo y positivo respectivamente.

Se asume un mundo de competencia perfecta, donde la oferta de exportables en cada país depende positivamente del precio relativo de los exportables:

$$S_x = S_x(p_x) \quad \text{y} \quad S_x^* = S_x^*(p_x^*) \quad (2)$$

Donde:

S_x = oferta de exportables del país doméstico

S_x^* = oferta de exportables del extranjero

p_x = precio relativo de exportables del país doméstico, definido como el ratio del precio de los exportables en moneda doméstica, P_x , y el nivel de precios doméstico, P .

p_x^* = precio relativo de exportables del extranjero, definido como el ratio del precio de los exportables en moneda extranjera, P_x^* , y el nivel de precios extranjero, P^* .

El precio relativo de las importaciones en el país doméstico puede expresarse como

$$p_m = E.P_x^* / P = (E.P^* / P) \cdot (P_x^* / P^*) \approx q.p_x^* \quad (3)$$

Donde:

E = tipo de cambio nominal, definido como el precio de la moneda extranjera medida en moneda nacional

q = tipo de cambio real, definido como $q = E.P^* / P$

Análogamente a (3), el precio relativo de las importaciones en el extranjero es

$$p_m^* = p_x / q \quad (4)$$

En equilibrio, las cantidades transadas y los precios relativos de los bienes exportados en cada país son determinados por las dos condiciones de equilibrio:

$$D_m = S_x^* \quad \text{y} \quad D_m^* = S_x \quad (5)$$

El valor de la balanza comercial del país doméstico en términos reales (producto doméstico), B , es el valor de las exportaciones netas en moneda doméstica dividido por P :

$$B = p_x \cdot D_m^* - q \cdot p_x^* \cdot D_m \quad (6)$$

En presencia de flujos de capitales, B no debe ser igual a cero.

Las ecuaciones (1) a (5) pueden resolverse para los niveles de importaciones y exportaciones domésticas y los ratios de precios relativos, p_x y p_x^* , como funciones de q , Y , y Y^* . Por lo tanto, B puede escribirse en una “forma parcial reducida”:

$$B = B(q, Y, Y^*) \quad (7)$$

La ecuación (7) constituye la ecuación de interés. Representa la balanza comercial en función del tipo de cambio real y los niveles de ingresos doméstico y extranjero.

Una condición suficiente para el mejoramiento de la balanza comercial, y a partir de la misma, para la estabilidad del mercado del tipo de cambio bajo este modelo, es provista por la Condición Bickerdicke-Robinson-Metzler (BRM)⁸. Diferenciando y poniendo los resultados en forma de elasticidades, se deriva una condición algebraica general. Dicha condición relaciona la respuesta de la balanza comercial a los cambios en el tipo de cambio y las elasticidades precio de las exportaciones e importaciones domésticas y extranjeras.

Por tanto, el efecto de una depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial dependerá del signo de la derivada parcial de B con respecto a q en (7), suponiendo que se mantienen constantes los niveles de ingreso doméstico y extranjero. Dicho efecto es positivo si la condición BRM es satisfecha.

$$dB/dq = D^*m \cdot p_x [(1+\varepsilon) \cdot \eta^* / (\eta^* + \varepsilon)] - q \cdot D_m \cdot p^*x [(1-\eta) \cdot \varepsilon^* / (\eta + \varepsilon^*)] > 0$$

Donde:

⁸ Su derivación se presenta en el Anexo I

η = valor absoluto de la elasticidad precio de la demanda doméstica por importaciones⁹

ε = valor absoluto de la elasticidad precio de la oferta doméstica de exportaciones

η^* = valor absoluto de la elasticidad precio de la demanda extranjera por importaciones

ε^* = valor absoluto de la elasticidad precio de la oferta extranjera de exportaciones

Como puede demostrarse, si $B=0$ (equilibrio inicial), luego $dB/dq > 0$ si y sólo si

$$\eta\eta^* (1 + \varepsilon + \varepsilon^*) - \varepsilon\varepsilon^* (1 - \eta - \eta^*) / (\varepsilon + \eta^*) (\varepsilon^* + \eta) > 0$$

Un resultado que se puede derivar de la condición anterior, es la Condición Marshall-Lerner (CML). Dicha condición se deriva de suponer supone que las elasticidades precio de las ofertas doméstica y extranjera de exportables son infinitas ($\varepsilon \rightarrow \infty$; $\varepsilon^* \rightarrow \infty$). Dicho supuesto implica que el lado izquierdo de la condición anterior se resume a $\eta^* + \eta - 1$. Por lo tanto, para que mejore la balanza comercial cuando se devalúa la moneda de un país, se debe verificar que $\eta^* + \eta > 1$. O, en la

⁹ Dos supuestos implícitos importantes se tienen en cuenta en la derivación de las elasticidades de la demanda. El primer supuesto es que los ingresos nominales doméstico y extranjero se mantienen constantes. El segundo es que los precios domésticos permanecen constantes.

presentación estándar de la CML, $|\eta^* + \eta| > 1$. Es decir, que dicha condición establece que si la elasticidad precio de la oferta doméstica de exportaciones (ε) y la elasticidad precio de la oferta extranjera de exportaciones (ε^*) son estrictamente elásticas, (es decir, $\varepsilon \rightarrow \infty$ y $\varepsilon^* \rightarrow \infty$); y el ingreso permanece constante; entonces, una devaluación real de la moneda doméstica provoca una mejora de la balanza comercial cuando la suma de la elasticidad precio de la demanda doméstica por importaciones (η) y la elasticidad precio de la demanda extranjera por importaciones (η^*) es en valor absoluto mayor que uno. Esto ha sido considerado por la literatura como una condición suficiente para la estabilidad del mercado de tipo de cambio¹⁰.

Por su parte, la Curva J es definida a partir de una combinación de una derivada negativa en el corto plazo con una derivada positiva en el largo plazo. Un escenario típico de Curva J se da de la siguiente manera: el efecto inicial de una devaluación es el de aumentar los precios domésticos de los bienes importados, dado que los precios de los bienes exportados son rígidos denominados en la moneda de los vendedores. Por lo tanto, q aumenta mientras p_x y p_x^* permanecen fijos en (6). Solo hay un impacto inicial pequeño sobre el volumen de flujos comerciales (ej. D_m y D_m^* en (6) cambian poco). Por lo tanto, el valor de las exportaciones

¹⁰ A los efectos empíricos, Matesanz et al. (Argentina), Rincón (Colombia), y Duarte et. al (Paraguay), consideran que el efecto de una devaluación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial dependerá del signo de la derivada total de B con respecto a Q , suponiendo que se mantienen constantes los niveles de renta nacional y exterior. Si el signo en cuestión es positivo, se estaría cumpliendo la Condición de Marshall - Lerner.

$(p_x \cdot D_m^*)$ aumenta sólo un poco, mientras que el valor de las importaciones $(q \cdot p_x^* \cdot D_m^*)$ aumenta sustancialmente debido al costo incrementado de una incambiada cantidad de importaciones. Como resultado, la balanza comercial en términos reales se deteriora en el corto plazo. Este argumento se basa en el supuesto de una gran elasticidad precio de la oferta de exportaciones y una baja elasticidad precio de la demanda por importaciones en el corto plazo. A medida que transcurre el tiempo, el precio incrementado de las importaciones eventualmente disminuye el volumen de importaciones; el volumen y el precio de las exportaciones también aumentan a medida que pasa el tiempo porque la elasticidad precio de la demanda de importaciones extranjeras es mayor en el largo plazo que en el corto plazo. Por lo tanto, a pesar de que la devaluación tiene un impacto inicial negativo sobre la balanza comercial real, el efecto es revertido con el pasar del tiempo, conduciendo a un efecto acumulativo positivo; por lo tanto, la respuesta de corto plazo es “perversa”. La gráfica de la trayectoria temporal de la balanza comercial ante una devaluación real por única vez, se parece a una J inclinada hacia la derecha.

III. RECOPIACIÓN DE ANTECEDENTES

III.1 Introducción

Los efectos de una devaluación de la moneda sobre la balanza comercial de los países ha sido objeto de un intenso y continuo debate en la literatura económica internacional.

A nivel internacional, existe una larga lista de investigaciones que buscan verificar la Condición Marshall-Lerner (CML) y la presencia de la Curva J para diversos países, tanto desarrollados como emergentes. La evidencia empírica hasta el momento ha sido inconsistente en corroborar la hipótesis Marshall-Lerner y más aún, la presencia del efecto Curva J.

Por su parte, a nivel nacional, no existen estudios que aborden la verificación de la CML y la presencia de la Curva J para la economía uruguaya. Lo que existe, son trabajos de investigación que tienen como objeto de estudio el comportamiento de determinadas variables (balanza comercial, tipo de cambio real, etc.) que tienen que ver con el objeto de análisis de la presente investigación.

En el presente capítulo se realiza una recopilación de los trabajos que a nivel internacional y regional se consideraron de mayor interés para el

estudio de la evidencia empírica de la verificación de la CML y la presencia de la Curva J en las distintas economías. La totalidad de los trabajos recopilados abordan el análisis mediante la metodología econométrica del procedimiento de cointegración, ya sea el propuesto por Engle y Granger o el propuesto por Johansen y Juselius.

En general, las distintas investigaciones coinciden en la utilización de las variables determinantes de la dinámica de la balanza comercial, a saber: el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso extranjero.

A continuación se realiza un breve resumen de las investigaciones empíricas llevados a cabo por distintos autores para diferentes economías, y posteriormente se presenta un cuadro que sistematiza los resultados de dichas investigaciones empíricas.

III.2 Evidencia empírica de la Condición Marshall-Lerner y la Curva J a nivel internacional

Rose y Yellen (1989), investigan si la balanza comercial americana ha mostrado en los últimos veinticinco años (1960-1985) un patrón de Curva J. Mediante la postulación de un modelo teórico simple de balanza comercial - construida como una forma funcional reducida dependiendo directamente del tipo de cambio real, el ingreso real doméstico y el

ingreso real extranjero-, y la utilización del procedimiento de Cointegración de Engle y Granger (1987), encuentran poca evidencia acerca de la existencia de una relación de largo plazo entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. Asimismo, no encuentran evidencia convincente de que la respuesta en el corto plazo de la balanza comercial ante movimientos en el tipo de cambio real sea perversa, tanto en el comercio bilateral de EE.UU. (Reino Unido, Canadá, Francia, Alemania, Italia y Japón) como en el comercio agregado de EE.UU. Es decir, no encuentran evidencia estadística confiable acerca de la presencia de la Curva J.

Buisan y Gordo (1994), realizan mediante el procedimiento de Cointegración de Johansen, un análisis sobre los principales factores determinantes de la evolución del comercio de bienes no energéticos de la economía española. Utilizando datos anuales del período 1966-1992, encuentran que los determinantes de las importaciones españolas no energéticas son la demanda final y una variable de precios relativos en la que se incorporan los derechos arancelarios. Por su parte, las exportaciones no energéticas vienen explicadas por una variable de comercio de los países industrializados y por una variable que mide la competitividad española frente al resto del mundo. Un resultado relevante de su estudio, lo constituye el hecho de que la suma de las elasticidades precio a largo plazo en valor absoluto de la función de importaciones y

exportaciones es mayor que la unidad, lo que garantiza el cumplimiento de la Condición Marshall-Lerner para la mejora de la balanza comercial no energética ante una devaluación.

Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998), presentan la primera aplicación del procedimiento de Cointegración de Johansen para estimar las elasticidades del comercio de largo plazo, por lo tanto, la Condición Marshall-Lerner para 30 países. Utilizando datos anuales del período 1960-1992, los autores estiman los determinantes de las importaciones y exportaciones de los 30 países en cuestión. Su principal hallazgo consiste en que en la mayoría de los casos, la suma en valor absoluto de las elasticidades precio de la demanda de exportaciones e importaciones es mayor que la unidad, con lo cual se verifica la Condición Marshall-Lerner, indicando que las devaluaciones pueden mejorar la balanza comercial.

Boyd et. al (2001), mediante la utilización de tres técnicas econométricas diferentes (VAR, VECM, ARDL) analizaron los efectos del tipo de cambio real sobre la balanza comercial de ocho países (Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Holanda, Reino Unido y EE.UU.) para el período 1975-1996. A través del procedimiento de Cointegración de Johansen y la estimación de un VECM, los autores concluyen que la Condición Marshall-Lerner se verifica para Canadá, Alemania, EE.UU. y Japón.

Asimismo, la Curva J está presente en todas las economías, salvo la francesa y la alemana.

Onafowora (2003), examina las relaciones entre la balanza comercial y el tipo de cambio real para Tailandia, Malasia e Indonesia en su relación comercial bilateral con EE.UU. y Japón para el período 1980-2001. Mediante el procedimiento de Cointegración de Johansen, la estimación de un VECM y la utilización de la función impulso-respuesta, el autor testea la Condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J en las tres economías. En todos los casos, el autor encuentra que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso foráneo. El autor encuentra la presencia de la Curva J en la relación de Indonesia y Malasia con EE.UU. y Japón. En el caso de Tailandia, la Curva J sólo está presente en su relación con EE.UU. En general, los resultados sugieren que la Condición ML se cumple en el largo plazo.

Ahmad y Yang (2004), examinan la validez empírica de la Curva J para la economía china utilizando datos del comercio bilateral de China con los países del G7 (EE.UU., Canadá, Japón, Francia, Alemania, Italia y Reino Unido) en el período 1974-1994. Empleando el modelo de balanza comercial postulado por Rose y Yellen (1989), y el procedimiento de Cointegración de Engle y Granger, no encuentran evidencia acerca de la

presencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre las variables (balanza comercial, tipo de cambio real, ingreso doméstico e ingreso foráneo). Asimismo, la presencia de la Curva J no está respaldada por los datos.

Montaño (2007), estudia los efectos del tipo de cambio sobre la balanza comercial del sector manufacturero de la economía mexicana en el período 1990-2005. Mediante un modelo biecucacional de exportaciones e importaciones, y la utilización de la técnica de MCO en tres etapas, el autor verifica el cumplimiento de la Condición Marshall-Lerner. Por otra parte, a través del procedimiento de Cointegración de Johansen, la estimación de un VECM y el uso de las funciones impulso-respuesta, el autor comprueba la existencia de la Curva J en la economía mexicana.

III.3 Evidencia empírica de la Condición Marshall-Lerner y la Curva J a nivel regional

Rincón (1998), estudia el rol del tipo de cambio en la determinación del comportamiento de corto y largo plazo de la balanza comercial colombiana bajo enfoques alternativos de la Balanza de Pagos (período 1979-1995). Entre otras, testea la validez empírica de la Condición Marshall-Lerner (ML) mediante la utilización del procedimiento de Cointegración de Johansen. El autor encuentra una relación de equilibrio

de largo plazo entre la balanza comercial (BC), el tipo de cambio real (TCR), la oferta monetaria (M) y el producto interno bruto (PIB). Su principal hallazgo consiste en que el TCR si juega un papel importante en la determinación del comportamiento de corto y largo plazo de la BC colombiana; por lo que la BC no puede ser tratada como exógena con respecto al TCR. Asimismo, verificó la validez de la Condición ML para la economía nacional. Esto implica que una devaluación real mejora la BC. Además, el efecto positivo que provoca una devaluación del TC sobre la BC es mejorado si se acompaña de una reducción de la cantidad de dinero y un aumento del ingreso.

Ramírez (2003), analiza empíricamente el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner y la presencia de la curva J para la economía colombiana en el período 1980 – 2001. A partir de la especificación de un modelo de agente representativo obtiene las funciones de demanda de importaciones y demanda de exportaciones, y por ende, la balanza comercial, por medio de un proceso de optimización dinámico. Utiliza el procedimiento de Cointegración de Johansen para analizar los efectos de una depreciación de la tasa de cambio real sobre la balanza comercial en el largo plazo. Las variables que tomó en consideración son: saldo de la balanza comercial, ingreso doméstico, ingreso del resto del mundo y el tipo de cambio real. Por su parte, el análisis de la Curva J lo realiza mediante un MCE (Mecanismo de Corrección de Errores) y a través de la

función de impulso-respuesta a partir de un modelo VAR (Vector Autorregresivo). Concluye que se cumple la Condición Marshall – Lerner, pero que no está presente en la economía colombiana el fenómeno curva J.

Moura y Da Silva (2005) mediante el procedimiento de Cointegración de Johansen y las funciones de impulso-respuesta, éstos autores testean el cumplimiento de la Condición Marshall-Lerner así como la existencia de una Curva J para la economía brasileña. Utilizan las variables balanza comercial, tipo de cambio real, producto interno bruto y las importaciones mundiales para el período 1990-2003. No encuentran evidencia para la existencia de la Curva J pero si verifican el cumplimiento de la Condición Marshall – Lerner.

Gomes y Paz (2005), estudian los efectos de corto y largo plazo de la devaluación del tipo de cambio real (TCR) sobre la balanza comercial (BC) de Brasil en los años 90. Mediante la utilización del modelo propuesto por Rose (1991), y la utilización del procedimiento de cointegración de Johansen y posterior estimación de un modelo VECM, los autores concluyen que la Condición Marshall- Lerner se verifica para el período 1990-1998. Asimismo, mediante las funciones impulso-respuesta, los autores confirman que en el corto plazo el patrón de Curva J está presente en la economía brasileña.

Duarte y Cuesta (2006), en el marco de su investigación destinada a caracterizar el régimen cambiario paraguayo durante el período 1990 – 2004, realizan un estudio acerca de la eficacia del uso del tipo de cambio como instrumento de estabilización de la Balanza Comercial (BC) de aquel país. Para ello analizan empíricamente la evolución del saldo de BC del Paraguay para el periodo 1997- 2005, y su relación con el tipo de cambio efectivo real como forma de testar el cumplimiento de lo que postula la teoría económica, en el marco de la Condición de Marshall - Lerner. Con la ayuda del modelo teórico simple de la BC propuesto por Rose y Yellen (1989) y Rose (1991), y mediante el procedimiento de Cointegración de Johansen, concluyen el cumplimiento de la condición de Marshall – Lerner para la economía paraguaya en el largo plazo.

Matesanz y Fugarolas (2006), analizan los efectos de corto y largo plazo que tiene el tipo de cambio real (TCR) sobre la balanza comercial (BC) argentina desde el año 1962. Siguiendo el modelo de balanza comercial postulado por Rose y Yellen (1989) y Rose (1991), y mediante la utilización un análisis de cointegración de Johansen, los autores confirman la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la BC, el TCR y los ingresos doméstico y foráneo para las distintas políticas de manejo del TCR. Los autores muestran que la Condición Marshall – Lerner es satisfecha en aquellos períodos que existía un régimen de tipo de cambio fijo pero no en aquellos períodos en que el tipo

de cambio era objeto de políticas más flexibles (1962-1990). Asimismo, los autores concluyen que habitualmente la BC argentina no ha seguido el patrón de ajuste de la Curva J. Solamente previo al Plan de Convertibilidad lanzado en 1991, el impacto del TCR es negativo sobre la BC en el largo plazo y el corto plazo, mostrando que a pesar de que la Condición ML no se verifica, se observa un fenómeno de Curva J.

Bustamente (2007), estudia la verificación de la Condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J en la economía peruana para el periodo 1991-2007. El autor utiliza las variables balanza comercial, tipo de cambio real, producto interno bruto e ingreso del resto del mundo. Utilizando el procedimiento de Cointegración de Johansen y estimando un VECM, concluye que la Condición Marshall-Lerner se verifica en la economía nacional. Por su parte, a través de las funciones impulso-respuesta, demuestra que la Curva J no está presente en la economía peruana.

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Recopilación de Antecedentes a Nivel Internacional						
Autores (año)	País	Técnica	Variables consideradas en el análisis	Muestra	Condición ML	Curva J
Rose y Yellen (1989)	EE.UU.	Procedimiento de Cointegración de Engle y Granger	Balanza Comercial (ratio de export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PIB), Ingreso del Resto del Mundo (PIB de cada país como proxy)	Trimestral 1960:1 - 1985:4. Salvo Italia 1960:1 - 1985:1 y Francia 1965:1 - 1985:3	-	No presente
Buisan y Gordo (1994)	España	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Función de Importaciones No Energéticas (Demanda Final; Competitividad), Función de Exportaciones No Energéticas (Comercio Países Industrializados; Competitividad)	Anual 1966 - 1992	Se cumple	-
Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998)	30 países	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Importaciones, Producto Interno Bruto, Índice de Valor unitario de las importaciones, Índice de nivel de precio doméstico, Exportaciones, Ingreso Mundial (Índice de Producción Industrial), Índice de Valor unitario de las exportaciones	Anual 1960 - 1992	Se cumple en la mayoría de los casos	-
Boyd et. al (2001)	Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Holanda, Reino Unido y EE.UU.	VAR, Procedimiento de Cointegración de Johansen y ARDL	Balanza Comercial (ratio de export/import), Índices de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PIB), Ingreso del Resto del Mundo (PIB de cada país)	Canada 1975:1 - 1996:4, Francia 1975.1 - 1996:4, Alemania 1978:3 - 1996:4, Italia 1975:1 - 1996:4, Japón 1975:1 - 1994:4, Holanda 1977:1 - 1994:4, Reino Unido 1975:1 - 1994:4, EE.UU. 1975:1 - 1994:4	Se cumple para Canadá, Alemania, EE.UU. y Japón	Presente en todos salvo Fancia y Alemania
Onafowora (2003)	Tailandia, Malasia e Indonesia	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio de export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Foraneo (PIB), Ingreso Doméstico (PIB ó Índice de Producción Industrial)	Trimestral 1980:1 - 2001:4	Se cumple	Presente en Indonesia y Malasia en su comercio con EE.UU. y Japón. Presente en Tailandia en su comercio con EE.UU.
Ahmad y Yang (2004)	China	Procedimiento de Cointegración de Engle y Granger	Balanza Comercial (ratio de export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PIB), Ingreso del Resto del Mundo (PIB de cada país)	Anual 1974 - 1994 y Trimestral 1974:1 - 1994:4 para EE.UU. y Canadá	-	No presente
Montaño (2007)	México	MCO en 3 etapas y Procedimiento de Cointegración de Johansen	Importaciones sector manufacturero, exportaciones sector manufacturero, inversión del sector manufacturero, PIB EE.UU., PIB Sector Manufacturero, Tipo de Cambio Real	Trimestral 1990:1 - 2005:4	Se cumple	Presente

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Recopilación de Antecedentes a Nivel Regional						
Autores (año)	País	Técnica	Variables consideradas en el análisis	Muestra	Condición ML	Curva J
Rincón (1998)	Colombia	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Oferta Monetaria, Ingreso Doméstico (PIB Real)	Trimestral 1979:1 - 1995:4	Se cumple	-
Ramírez (2003)	Colombia	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Ingreso Doméstico (PIB), Ingreso del Resto del Mundo (Índice de Producción de EE.UU.), Índice de Tipo de Cambio Real	Trimestral 1980:1 - 2001:4	Se cumple	No presente
Moura y Da Silva (2005)	Brasil	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PIB Real), Ingreso del Resto del Mundo (Importaciones Mundiales/Precios de Importaciones Mundiales)	Mensual 1990:01 - 2003:12	Se cumple	No presente
Gomes y Paz (2005)	Brasil	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PBI), Ingreso del Resto del Mundo (Índice de Producción Mundial)	Mensual 1990:01 - 1998:12	Se cumple	Presente
Duarte y Cuesta (2006)	Paraguay	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Índice de Tipo de Cambio Real	Mensual 1997:01 - 2005:07	Se cumple	-
Matesanz y Fugarolas (2006)	Argentina	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio export/import), Ingreso Doméstico (IVF PIB), Ingreso del Resto del Mundo (PIB EE.UU.), Índice de Tipo de Cambio Real	Anual 1962 - 2005	Se cumple bajo TC Fijo / No se cumple bajo TC Flexible	No presente, salvo previo al Plan de Convertibilidad del '91
Bustamente (2007)	Perú	Procedimiento de Cointegración de Johansen	Balanza Comercial (ratio de export/import), Índice de Tipo de Cambio Real, Ingreso Doméstico (PBI), Ingreso del Resto del Mundo (PNB de EE.UU.)	Trimestral 1991:1 - 2007:4	Se cumple	No presente

IV. METODOLOGIA ECONOMETRICA Y ANALISIS EMPIRICO

En esta sección se presenta el concepto de cointegración, la metodología econométrica empleada, y los resultados de testear no sólo los impactos de corto y largo plazo del tipo de cambio real sobre la balanza comercial, sino también la verificación de la Condición Marshall-Lerner y la presencia de la Curva J para la economía uruguaya.

IV.1 Concepto de cointegración y metodología econométrica empleada

Resulta de particular interés para la realización del presente trabajo definir el concepto de cointegración, así como la enunciación del procedimiento de Cointegración de Johansen y Juselius utilizado para testear la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables.

Concepto de Cointegración

La teoría económica distingue a menudo relaciones entre las variables económicas que se mantienen por períodos relativamente cortos de tiempo, llamadas de “corto plazo”, de aquellas que persisten en el largo plazo, reconocidas como “relaciones de equilibrio de largo plazo”, a las cuales un sistema converge en el tiempo, aunque pueda ser perturbado en el corto plazo por *shocks* o innovaciones¹¹.

Aunque las variables económicas pueden apartarse del equilibrio por un tiempo, puede esperarse que las fuerzas económicas actúen para restaurar el equilibrio.

Esta idea de que determinadas variables económicas poseen trayectorias en el largo plazo inseparables, es clave para entender el concepto de Cointegración.

Definición del Concepto de Cointegración – Punto de vista económico

Se dice que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), aún cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. De aquí que la cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo

¹¹ Teja, Ana M^a (2004): “Cointegración”, Cátedra Econometría II, UDELAR.

hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo. Las diferencias (o término error) en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio para cada punto particular de tiempo.

Definición del Concepto de Cointegración – Punto de vista econométrico

Dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden I (1) están cointegradas (CI (1,1)) si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden I (0) y tenga media nula. El vector de coeficientes que crean esta serie estacionaria es el vector cointegrante.

Metodología Econométrica¹²

La metodología econométrica utilizada para abordar el análisis en cuestión es el procedimiento de Cointegración propuesto por Johansen y Juselius (1990). Dicha metodología parte de la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error

¹² Realizado sobre la base de apuntes de clase de la materia Series Cronológicas (UDELAR), y el trabajo de Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

(VECM) para un vector n-dimensional X_t de variables endógenas no estacionarias I (1):

$$\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

con:

- ε_t son innovaciones i.i.d. $N(0, \sigma^2\varepsilon)$
- μ es un vector de constantes que representan el componente determinista en la evolución tendencial de cada variable X_t
- D_t contiene un conjunto de variables dummies estacionales y otras variables cualitativas que influyen sobre la evolución de X_t

La información sobre las relaciones de largo plazo está contenida en la matriz $\Pi = \alpha\beta'$. β es el vector de coeficientes de las relaciones de equilibrio existentes, y α es el vector de coeficientes del mecanismo de ajuste al largo plazo.

Para describir las características del equilibrio a largo plazo se debe determinar el rango de la matriz Π , que brinda información acerca del

número de relaciones de cointegración que existen entre las variables consideradas. Por su parte, la dinámica de corto plazo se expresa a través de las matrices A_i .

El análisis de cointegración llevado a cabo implicó la realización de Tests de Exclusión de Variables y Tests de Exogeneidad. El primero de ellos se realiza con el fin de evaluar cuales variables integran las posibles relaciones de equilibrio (test de significación de los β); y el segundo de ellos se realiza para determinar cuáles de estas variables en dichas relaciones son exógenas. Se analizó la existencia de exogeneidad débil con el fin de determinar cuáles variables no reaccionan ante desviaciones de las relaciones de largo plazo; y exogeneidad fuerte para analizar la Causalidad en el sentido de Granger.

El contraste de exogeneidad débil en el sistema completo implica testear la significación de los α y puede realizarse a partir del estadístico de razón de verosimilitud entre el modelo restringido y el modelo no restringido.

$$H_j: \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r$$

Asimismo, fue necesario analizar la conveniencia de algunas restricciones sobre los parámetros correspondientes a las distintas relaciones de cointegración (contrastos de Homogeneidad).

$B_{1j} = B_{2j}$, o sea una restricción de homogeneidad

Una vez estudiada la relación de equilibrio de largo plazo, se procedió al análisis de la dinámica de corto plazo, que pone en evidencia los mecanismos de ajuste de las distintas variables hacia el equilibrio de largo plazo. La dinámica de corto plazo como se mencionó anteriormente se expresa a través de las matrices A_i de la ecuación $\Delta X_t = A_1 \Delta X_{t-1} + \dots + A_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Gamma D_t + \varepsilon_t$.

IV.2 Análisis Empírico

El análisis empírico se divide en 4 secciones. En primer lugar, se explicitan las series y fuentes de información consideradas. En segundo lugar, se lleva a cabo un análisis de las series y la estimación de los modelos univariados. Se investiga la existencia de raíces unitarias regulares, y se realiza el análisis de intervención para modelizar la existencia de observaciones atípicas. En tercer término, se procede a analizar la existencia de una o más relaciones de equilibrio de largo plazo entre las series consideradas utilizando el test de Cointegración de Johansen. Se especifica el modelo vectorial con mecanismo de corrección

de error (VECM), y se realizan contrastes de exclusión de variables, contrastes de homogeneidad y contrastes de exogeneidad (débil y fuerte), y se estima la relación de equilibrio de largo plazo y la dinámica de corto plazo. Se testea si un deterioro del tipo de cambio real resulta en un mejoramiento de la balanza comercial en el largo plazo. Por último, se realiza una simulación impulso respuesta para determinar si shocks sobre el tipo de cambio real provocan que la balanza comercial tenga una trayectoria de curva J. Asimismo, se lleva a cabo la descomposición de la varianza de los errores de predicción que otorga información acerca de la importancia relativa de cada una de las innovaciones aleatorias sobre las variables del mecanismo de corrección de error.

IV.2.1 Series y fuentes de información

Se utilizaron datos trimestrales para el período 1983.I – 2008.II (102 datos) para cada una de las siguientes variables. Ratio de exportaciones-importaciones, Índice de Volumen Físico del Producto Interno Bruto de Uruguay, el Tipo de Cambio Real de los principales 9 socios comerciales del Uruguay, y el Índice de Producción Industrial de los países de la OCDE (Organización para la Cooperación del Desarrollo Económico). En todos los casos se trabajó con la transformación logarítmica de las variables.

- Ratio de Exportaciones-Importaciones (BC ó TB¹³)

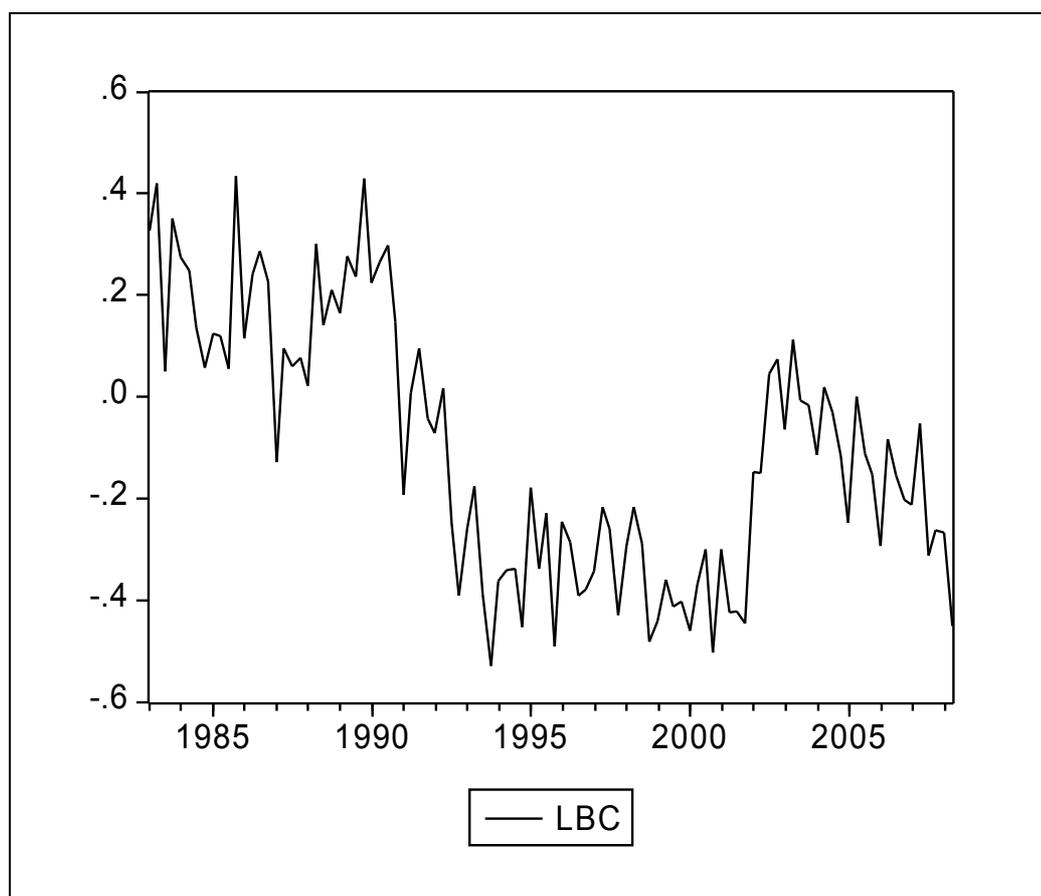
El uso del ratio de exportaciones-importaciones para representar la balanza comercial (BC) es una práctica común en la literatura. Para la construcción de dicha variable, se utilizaron datos de las exportaciones uruguayas e importaciones uruguayas provistos por el Banco Central del Uruguay.

El ratio exportaciones-importaciones como proxy de la balanza comercial tiene un uso extendido en la literatura internacional. Ha sido utilizado en investigaciones similares por Bahmani-Oskooee (1991), Bahmani-Oskooee-Else (1994), Rincón (1998), Boyd et. al (2001), Moura-Da Silva (2005), Matesanz-Fugarolas (2006), Duarte-Cresta (2006), entre otras.

Una ventaja de utilizar dicho ratio es que el mismo es invariante a las unidades en las cuales están expresadas las exportaciones e importaciones, es decir, se mantiene constante mientras las unidades de medida cambian. No varía si las variables están expresadas en términos nominales o reales, o en moneda doméstica o extranjera. Asimismo, las ecuaciones de la regresión pueden expresarse en forma log-linear o en forma de elasticidad constante. Por lo tanto, los coeficientes estimados se

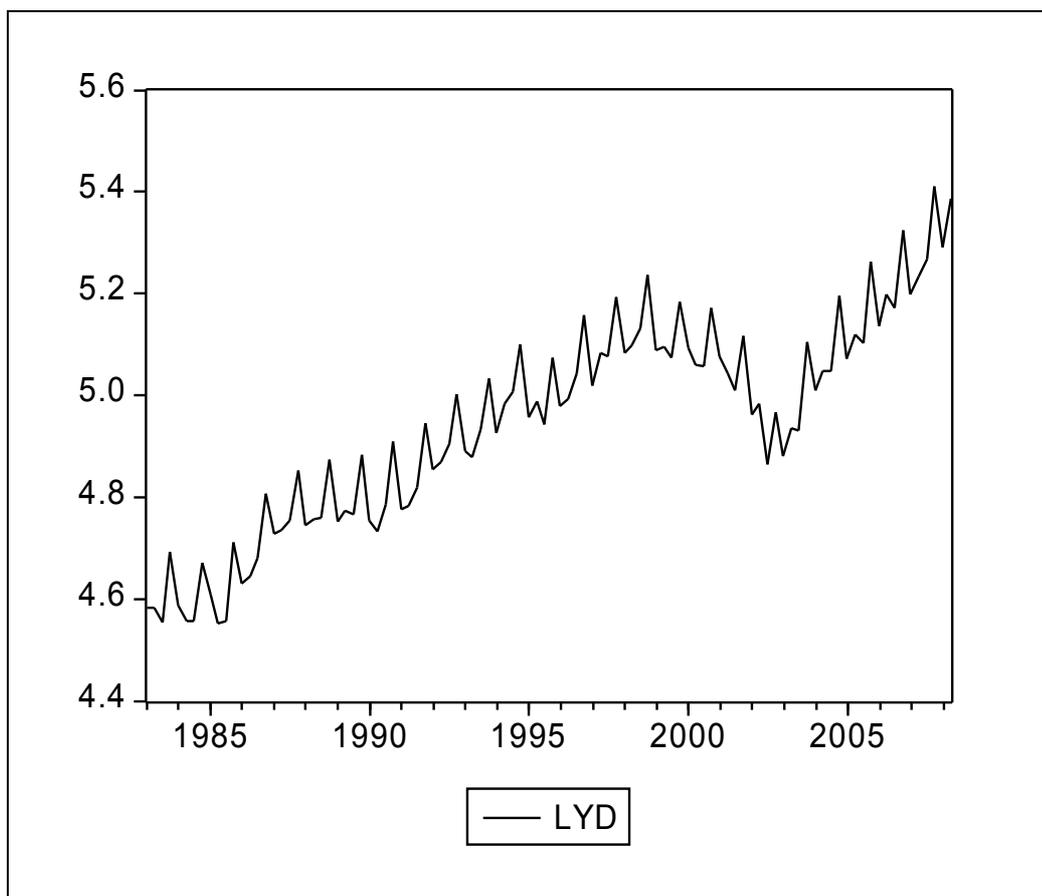
¹³ TB refiere a “*trade balance*”, es decir la traducción de balanza comercial en inglés.

pueden interpretar como elasticidades. Además, como señalan Boyd et al. (2001), dicho ratio en un modelo logarítmico otorga exactamente la Condición Marshall-Lerner, en lugar de una aproximación.



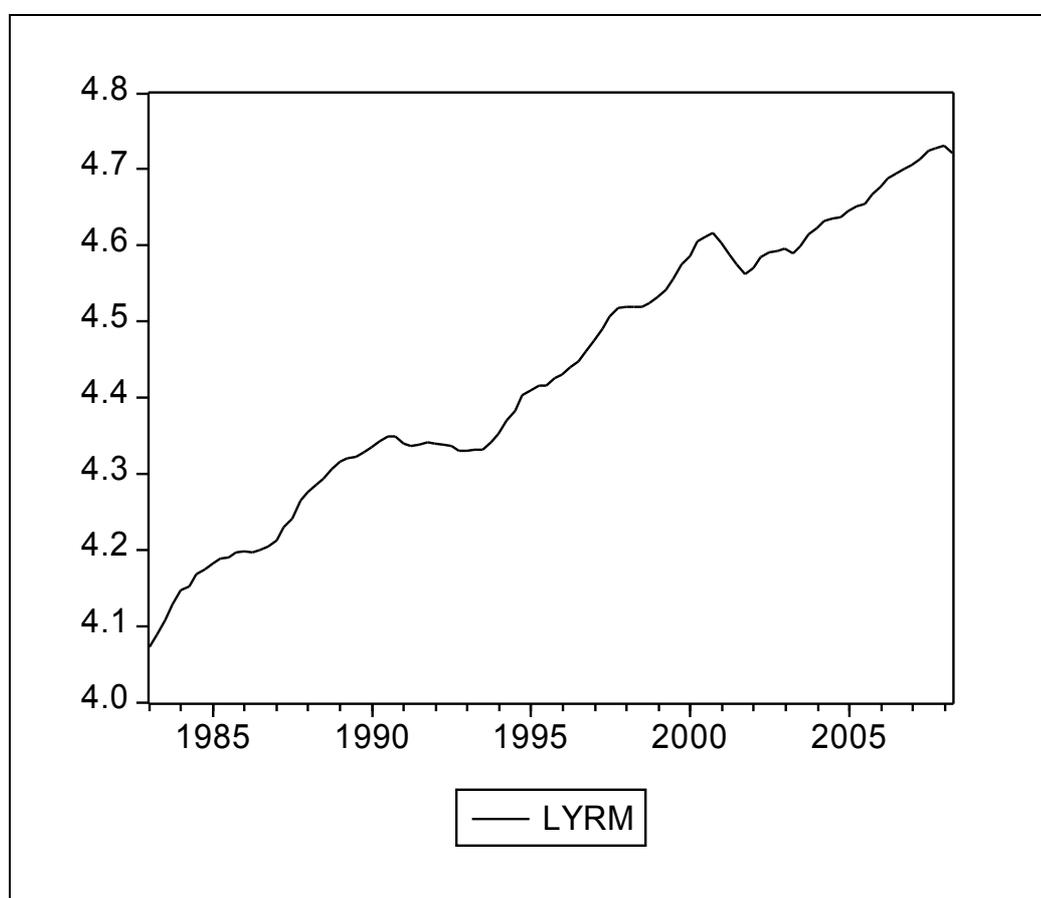
- Índice de Volumen Físico del Producto Interno Bruto de Uruguay (YD)

Se consideró al Índice de Volumen Físico del Producto Interno Bruto (IVF PBI Base: 1983 = 100) como proxy del ingreso doméstico. Los datos se obtuvieron del Banco Central del Uruguay.



- Índice de Producción Industrial de la OCDE (YRM)

Se consideró al Índice de Producción Industrial de la Organización para la Cooperación del Desarrollo Económico (IPI OCDE Base: 2000 = 100) como proxy del ingreso del resto del mundo. Los datos se obtuvieron de las estadísticas de la OCDE.

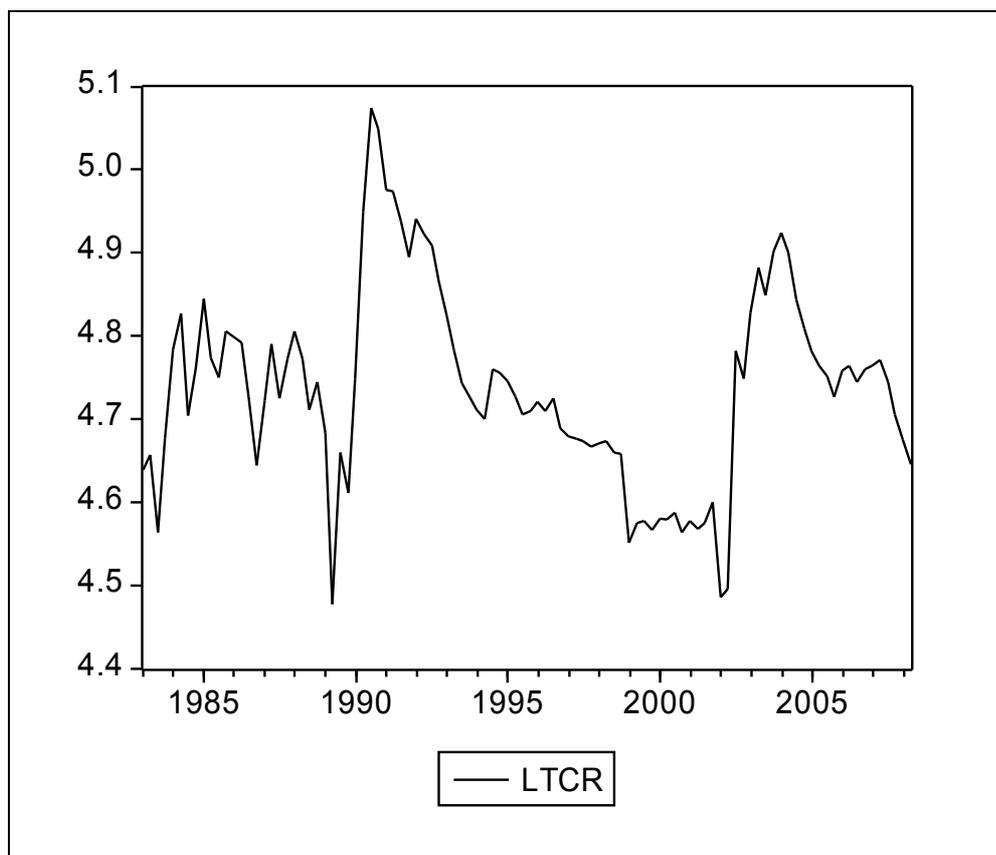


- Tipo de Cambio Real (TCR)

Se utiliza un tipo de cambio real global. Una medida que representa la competitividad global del país respecto a sus principales nueve socios comerciales (Argentina, Brasil, EE.UU., Japón; Reino Unido, Alemania, Italia, Holanda y Francia)¹⁴.

Dicho TCR es calculado considerando un promedio ponderado de los Índices de Precios al Consumo de los principales nueve socios comerciales uruguayos. Dicha ponderación depende de la participación relativa de los nueve países en el flujo total de comercio uruguayo (exportaciones más importaciones de bienes y turismo) para el período 1990-92. Esto es multiplicado por el tipo de cambio nominal de cada moneda con el dólar estadounidense. Luego todo es dividido por el IPC uruguayo multiplicado por el tipo de cambio nominal con el dólar estadounidense.

¹⁴ El “Tipo de Cambio Real 9 Países” es desarrollado por la Ec. Gabriela Mordecki, Directora del Área de Coyuntura del Instituto de Economía de la UDELAR. (Año Base: 1998 - 1999=100).



IV.2.2 Análisis de las series y estimación de modelos univariantes

a) Análisis de raíces unitarias regulares y estacionales

- Análisis Gráfico Preliminar

Se realiza el análisis de los gráficos y correlogramas de los residuos de las series en cuestión, con el objetivo de obtener una primera visión acerca de su comportamiento, sobre todo en lo que refiere a la

estacionariedad y estacionalidad de las mismas (Ver Anexo Econométrico – 1. Correlogramas).

A partir de dicho análisis primario podemos concluir lo siguiente:

Balanza Comercial (BC ó TB): La serie no presenta una única tendencia clara. Su trayectoria parecería ser descrita por la combinación de fluctuaciones en torno a una media (1983-1990; 1995-2001), y por tendencias segmentadas (tendencia negativa 1991-1994; tendencia positiva 2002-2003; tendencia negativa 2004-2008). Se observan valores significativos de sus funciones de autocorrelación que se reducen muy lentamente en el tiempo, con lo cual la serie parece no ser estacionaria en niveles. A partir del análisis del correlograma de la primera diferencia podemos observar que la serie se torna estacionaria y parecería existir cierta estructura de medias móviles.

Índice de Volumen Físico del PIB (YD): La gráfica de la serie revela una clara tendencia positiva en el tiempo hasta el año 1999. Luego de un quiebre de tendencia en el período 2000-2004, se retoma la tendencia positiva hasta el final de la serie. Se observan valores significativos de sus funciones de autocorrelación que se reducen muy lentamente en el tiempo, con lo cual la serie parece no ser estacionaria en niveles. En la función de autocorrelación de la primera diferencia observamos indicios

de existencia de estacionalidad debido a valores significativos. No queda clara la estacionariedad de la serie en primera diferencia.

Índice de Productividad Industrial (YRM): La gráfica de la serie revela una clara tendencia positiva para toda la muestra. Se observan valores significativos de sus funciones de autocorrelación que se reducen muy lentamente en el tiempo, con lo cual la serie parece no ser estacionaria en niveles. A partir del análisis del correlograma de la primera diferencia podemos observar que la serie se torna estacionaria y parecería existir cierta estructura autorregresiva y de medias móviles.

Tipo de Cambio Real (TCR): La serie no presenta una clara tendencia. Se observan al menos cuatro cambios bruscos en la serie, más precisamente en los años 1983, 1989, 1999 y 2002. Se observan valores significativos de sus funciones de autocorrelación que se reducen muy lentamente en el tiempo, con lo cual la serie parece no ser estacionaria en niveles. Hay claros indicios acerca de la existencia de cierta estructura en la serie. A partir del análisis del correlograma de la primera diferencia parecería indicar que la serie se torna estacionaria.

- Test de Raíz Unitaria Regular

Para determinar la existencia de raíces unitarias regulares se realizó el test de Dickey –Fuller Aumentado (ADF) a las series consideradas. La secuencia del test se estableció sobre la base del criterio de lo general a lo particular, partiéndose de la hipótesis de existencia de una raíz unitaria en la primera diferencia (con y sin constante), y luego en la variable en nivel (con y sin constante y/ o tendencia).

En todos los casos se rechaza la existencia de una raíz unitaria en la primera diferencia. En cuanto a las variables en nivel, no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Por lo tanto, se concluye que las series consideradas son no estacionarias, y por tanto, integradas de primer orden: I (1) (Ver Anexo Econométrico - 2.Tests de Raíces Unitarias Regulares).

Test de Raíces Unitarias Regulares - Dickey-Fuller Aumentado (ADF)								
$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \gamma \sum Y_{t-i} + \varepsilon_t$								
Ho) $\delta = 0 \rightarrow$ Existe una raíz unitaria (la serie no es estacionaria)								
Serie	Regresión			Valor del Estadístico en Niveles	Rechazo Ho)	Valor del Estadístico en 1 ^{era} Diferencia	Rechazo Ho)	Orden de Integración
	Concepto	En Niveles	En 1 ^{era} Dif.					
LTB	Constante	No	No	-1.288	No* ** ***	-4.555	Si* ** ***	I (1)
	Tendencia	No	No					
	Nº de Rezagos	4	3					
LYD	Constante	No	No	4.263	No* ** ***	-15.765	Si* ** ***	I (1)
	Tendencia	No	No					
	Nº de Rezagos	3	2					
LYRM	Constante	Si	Si	-2.495	No* ** ***	-5.149	Si* ** ***	I (1)
	Tendencia	Si	No					
	Nº de Rezagos	3	2					
LTCR	Constante	Si		-2.845	No*	-10.055	Si* ** ***	I (1)
	Tendencia	No						
	Nº de Rezagos	0						

El número de rezagos óptimo se determinó a partir del criterio de información de Akaike (AIC).

*, **, ***, rechazo la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 90%, 95% y 99% de confianza respectivamente.

b) Análisis de Intervención y estimación de modelos univariantes

En las cuatro series analizadas aparecen datos anómalos (inconsistentes con el resto de las mismas). Fue necesario por tanto, realizar un análisis de intervención que corrigiera la existencia de dichas “observaciones atípicas” (“*outliers*”).

La detección y posterior ajuste de dichas observaciones atípicas permitieron obtener residuos ruido blanco y normalmente distribuidos de las series originales.

Se tomo como umbral (criterio objetivo) de intervención, el valor crítico de 2,5 desvíos estándar de los residuos de la serie original.

A continuación se presentan las intervenciones realizadas en las 4 series analizadas.

- Balanza Comercial (BC)

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Acontecimientos anómalos de la serie: BC					
Fecha	Denominación	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
3 ^{er} Trimestre 1983	D(FE=1983.3)	-0.279323	0.084552	-3.303.550	0.0014
4 ^{to} Trimestre 1985	D(FE=1985.4)	0.341289	0.085722	3.981.326	0.0001
1 ^{er} Trimestre 1987	D(FE>=1987.1)	-0.173990	0.058611	-2.968.566	0.0039
2 ^{do} Trimestre 1988	D(FE>=1988.2)	0.233158	0.058928	3.956.695	0.0002
4 ^{to} Trimestre 1989	D(FE=1989.4)	0.260898	0.084180	3.099.283	0.0026
1 ^{er} Trimestre 1991	D(FE>=1991.1)	-0.270200	0.055310	-4.885.153	0.0000
4 ^{to} Trimestre 1992	D(FE>=1992.4)	-0.205215	0.055455	-3.700.565	0.0004
1 ^{er} Trimestre 1995	D(FE=1995.1)	0.187096	0.083143	2.250.279	0.0270
1 ^{er} Trimestre 2002	D(FE>=2002.1)	0.349739	0.054201	6.452.615	0.0000
4 ^{to} Trimestre 2002	D(FE=2002.4)	0.176471	0.083508	2.113.229	0.0375
2 ^{do} Trimestre 2008	D(FE=2008.2)	-0.333505	0.086243	-3.867.045	0.0002

- Ingreso Doméstico (YD)

Acontecimientos anómalos de la serie: YD					
Fecha	Denominación	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2 ^{do} Trimestre 1985	D(FE>=1985.2)	-0.035429	0.018112	-1.956.063	0.0538
3 ^{er} Trimestre 1986	D(FE>=1986.3)	0.043176	0.018069	2.389.551	0.0191
1 ^{er} Trimestre 1995	D(FE>=1995.1)	-0.047015	0.017854	-2.633.325	0.0101
3 ^{er} Trimestre 1995	D(FE>=1995.3)	-0.082451	0.017856	-4.617.457	0.0000
3 ^{er} Trimestre 2002	D(FE>=2002.3)	-0.084810	0.018254	-4.646.007	0.0000
2 ^{do} Trimestre 2003	D(FE>=2003.2)	0.046352	0.018155	2.553.133	0.0125
4 ^{to} Trimestre 2003	D(FE>=2003.4)	0.051958	0.017897	2.903.232	0.0047

- Ingreso del Resto del Mundo (YRM)

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Acontecimientos anómalos de la serie: YRM					
Fecha	Denominación	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2 ^{do} Trimestre 1984	D(FE>=1984.2)	-0.008355	0.003906	-2.139.250	0.0352
1 ^{er} Trimestre 2001	D(FE>=2001.1)	-0.009221	0.003815	-2.416.961	0.0177
1 ^{er} Trimestre 2002	D(FE>=2002.1)	0.012485	0.003881	3.217.117	0.0018
2 ^{do} Trimestre 2002	D(FE>=2002.2)	0.015432	0.003753	4.112.052	0.0001
4 ^{to} Trimestre 2003	D(FE>=2003.4)	0.007252	0.003711	1.954.071	0.0538

- Tipo de Cambio Real (TCR)

Acontecimientos anómalos de la serie: TCR					
Fecha	Denominación	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
4 ^{to} Trimestre 1983	D(FE>=1983.4)	0.113007	0.049586	2.279.018	0.0251
1 ^{er} Trimestre 1984	D(FE>=1984.1)	0.059024	0.028341	2.082.634	0.0403
3 ^{er} Trimestre 1984	D(FE>=1984.3)	-0.082207	0.032688	-2.514.925	0.0138
3 ^{er} Trimestre 1986	D(FE>=1986.3)	-0.084345	0.028338	-2.976.391	0.0038
4 ^{to} Trimestre 1986	D(FE>=1986.4)	-0.097662	0.029064	-3.360.169	0.0012
2 ^{do} Trimestre 1987	D(FE=1987.2)	0.057553	0.022901	2.513.164	0.0138
2 ^{do} Trimestre 1989	D(FE>=1989.2)	-0.162268	0.032003	-5.070.417	0.0000
3 ^{er} Trimestre 1989	D(FE>=1989.3)	0.171441	0.032389	5.293.158	0.0000
1 ^{er} Trimestre 1990	D(FE>=1990.1)	0.148009	0.031611	4.682.173	0.0000
2 ^{do} Trimestre 1990	D(FE>=1990.2)	0.229484	0.031610	7.259.892	0.0000
3 ^{er} Trimestre 1990	D(FE>=1990.3)	0.170519	0.023068	7.392.076	0.0000
1 ^{er} Trimestre 1999	D(FE>=1999.1)	-0.073710	0.025547	-2.885.307	0.0049
1 ^{er} Trimestre 2002	D(FE>=2002.1)	-0.092938	0.023345	-3.981.026	0.0001
3 ^{er} Trimestre 2002	D(FE>=2002.3)	0.261127	0.022633	1.153.719	0.0000

Las ecuaciones estimadas para las cuatro variables fueron las siguientes:

$$dltb_t = - 0.003372 - 0.031374. dseas1 + 0.063658. dseas2 + 0.014421. dseas3 - 0.279323. d(fe=1983.3) + 0.341289. d(fe=1985.4) - 0.173990.$$

$$d(fe \geq 1987.1) + 0.233158. d(fe \geq 1988.2) + 0.260898. d(fe = 1989.4) - 0.270200. d(fe \geq 1991.1) - 0.205215. d(fe \geq 1992.4) + 0.187096. d(fe = 1995.1) + 0.349739. d(fe \geq 2002.1) + 0.176471. d(fe = 2002.4) - 0.333505. d(fe = 2008.2) - 0.780514. \varepsilon_{t-1} - 0.215659. \varepsilon_{t-3}$$

$$dlyd_t = 0.010839 - 0.003035. dpascua - 0.031982. dseas1 - 0.017295. dseas2 - 0.030230. dseas3 - 0.035429. d(fe \geq 1985.2) + 0.043176. d(fe \geq 1986.3) - 0.047015. d(fe \geq 1995.1) - 0.082451. d(fe \geq 1995.3) - 0.084810. d(fe \geq 2002.3) + 0.046352. d(fe \geq 2003.2) + 0.051958. d(fe \geq 2003.4) + 0.536479 d(lyd)_{t-4}$$

$$dlyrm_t = 0.005677 + 0.000298. dseas1 - 0.000273. dseas2 - 0.000663. dseas3 - 0.008355. d(fe \geq 1984.2) - 0.009221. d(fe \geq 2001.1) + 0.012485. d(fe \geq 2002.1) + 0.015432. d(fe \geq 2002.2) + 0.007252. d(fe \geq 2003.4) + 0.599305. d(lyrm)_{t-1} + 0.587738 \varepsilon_{t-2}$$

$$dltr_t = 0.113007. d(fe \geq 1983.4) + 0.059024. d(fe \geq 1984.1) - 0.082207. d(fe \geq 1984.3) - 0.084345. d(fe \geq 1986.3) - 0.097662. d(fe \geq 1986.4) + 0.057553. d(fe = 1987.2) - 0.162268. d(fe \geq 1989.2) + 0.171441. d(fe \geq 1989.3) + 0.148009. d(fe \geq 1990.1) + 0.229484. d(fe \geq 1990.2) + 0.170519. d(fe \geq 1990.3) - 0.073710. d(fe \geq 1999.1) - 0.092938. d(fe \geq 2002.1) + 0.261127. d(fe \geq 2002.3) + 0.700659 \varepsilon_{t-3}$$

Las salidas correspondientes a las estimaciones de los modelos de cada variable se presentan en el Anexo (Ver Anexo Econométrico - 3. Modelos Univariados).

IV.2.3 Relaciones de equilibrio de largo plazo y dinámica de corto plazo

- Test de Johansen

El procedimiento de análisis de la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo se realiza mediante el Test de Cointegración de Johansen. Esta técnica permite determinar la existencia de r relaciones de cointegración, o lo que es equivalente, la existencia de $n-r$ tendencias comunes entre las n series.

El análisis de cointegración permite la especificación de un modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) que incluye información acerca de la dinámica transitoria y de largo plazo de las variables consideradas. Para la formulación del VECM se toman como endógenas las variables consideradas.

El vector de variables endógenas y_t es el siguiente:

$$y_t [d(lbc), d(lyd), d(lyrm) d(ltcr)]$$

Para realizar el *test* de Johansen debe determinarse previamente la especificación del VAR entre las variables involucradas, lo que implica definir los regresores determinísticos y el número de rezagos del modelo. En la especificación utilizada para realizar el Test de Johansen se incluyó un término constante en la relación de cointegración, y en la estimación

de la dinámica transitoria (corto plazo) se incluye también una constante y tres variables dummies estacionales centradas por tratarse de datos trimestrales.

Por otro lado, la cantidad de rezagos a incluir en el VAR se definió mediante el Criterio de Información de Akaike. La elección del número de rezagos mediante dicho criterio implica seleccionar el modelo que minimice el valor de los estadísticos AIC. Conforme a este criterio, la formulación VAR (1) es la mejor (un rezago).

Rezagos	AIC
6	-13,44
5	-13,84
4	-14,20
3	-14,54
2	-14,81
1	-14,92

Una vez definida la cantidad de rezagos a incluir, se procedió a realizar la prueba de cointegración de Johansen. El resultado de dicho test, arrojó la existencia de una única relación de cointegración entre las variables consideradas al 5% y 1% de significación según los criterios de traza y máximo valor propio. (Ver Anexo Econométrico – 4. Análisis de Cointegración).

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Nº de Relaciones de Cointegración	Valor Propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguna	0.298729	62.94770	47.21	54.46
Al menos 1	0.149821	27.46163	29.68	35.65
Al menos 2	0.100473	11.23080	15.41	20.04
Al menos 3	0.006401	0.642159	3.76	6.65

Nº de Relaciones de Cointegración	Valor Propio	Estadístico Máximo Valor Propio	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguna	0.298729	35.48608	27.07	32.24
Al menos 1	0.149821	16.23082	20.97	25.52
Al menos 2	0.100473	10.58865	14.07	18.63
Al menos 3	0.006401	0.642159	3.76	6.65

- Estimación del Vector de Mecanismo de Corrección de Error No Restringido (VECM No Restringido)

A partir del análisis de cointegración, se estimó el modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) no restringido, el cual incluye información acerca de la dinámica transitoria y de largo plazo de las variables consideradas.

Para la formulación del VECM se tomaron como endógenas las cuatro variables consideradas, se incluyeron las tres variables dummies estacionales centradas por tratarse de datos trimestrales, en la dinámica transitoria (corto plazo) se incluye también una constante y se incluyeron

algunas variables *dummies* para la corrección de los outliers anteriormente mencionados (análisis de intervención).

Los *outliers* finalmente considerados en la estimación fueron los siguientes: $d(fe \geq 1983.3)$, $d(fe = 1985.4)$, $d(fe \geq 1987.1)$, $d(fe \geq 1989.2)$, $d(fe \geq 1989.3)$, $d(fe \geq 1990.1)$, $d(fe \geq 1990.2)$, $d(fe \geq 1990.3)$, $d(fe \geq 1991.1)$, $d(fe = 1995.1)$, $d(fe = 1999.1)$, $d(fe \geq 2002.1)$ y $d(fe \geq 2002.3)$.

Conforme a la teoría macroeconómica de economías abiertas, los principales factores considerados como determinantes de las exportaciones son: Ingreso del Resto del Mundo, Tipo de Cambio Real. Por su parte, las importaciones vienen determinadas por: Ingreso Doméstico, Tipo de Cambio Real.

Los efectos esperados que variaciones de dichos factores tendrían sobre las variables en cuestión serían los siguientes:

Variable Explicada	Variable Explicativa	Denominación	Signo Esperado*
Exportaciones	Ingreso del Resto del Mundo	YRM	+
	Tipo de Cambio Real	TCR	+
Importaciones	Ingreso Doméstico	YD	+
	Tipo de Cambio Real	TCR	-
Ratio Exportaciones/Importaciones	Ingreso del Resto del Mundo	YRM	+
	Ingreso Doméstico	YD	-
	Tipo de Cambio Real	TCR	Ambiguo

* el signo corresponde al cambio de la variable explicada ante un aumento en la variable explicativa.

El impacto de cambios en el tipo de cambio real sobre la balanza comercial es ambiguo; es decir, que el mismo puede ser positivo o negativo, dependiendo de la relación de predominancia entre el “efecto precio” y el “efecto volumen”.

La relación de equilibrio de largo plazo que surge de la presente estimación es la siguiente:

$$\text{LTB} = 16,86401 - 3,385341 \text{ LYD} + 2,078683 \text{ LYRM} - 1,993252 \text{ LTCR}$$

t-statistic (5,33) (-3,07) (4,05)

Cada coeficiente de cointegración, β_1 , β_2 , β_3 , mide la elasticidad de la balanza comercial con respecto al ingreso doméstico, al ingreso del resto del mundo y al tipo de cambio real respectivamente; esto es, el cambio porcentual en la balanza comercial ante un cambio porcentual de un 1% en cada una de las variables explicativas.

Como era de esperarse, conforme a lo postulado por la teoría económica, esta relación de equilibrio de largo plazo implica que la balanza comercial del país tal cual está definida (ratio exportaciones/importaciones) depende negativamente del ingreso doméstico y positivamente del nivel de ingreso del resto del mundo. Por su parte, la relación implica que la balanza comercial depende negativamente del tipo de cambio real. Este signo

negativo de la elasticidad del tipo de cambio real estimada de largo plazo, sugiere que la CML no es satisfecha¹⁵ y que existe una relación negativa entre el tipo de cambio real y la balanza comercial uruguaya en dicho período.

Al estar las variables expresadas en logaritmos, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades. Por lo tanto, la elasticidad de largo plazo de la balanza comercial (BC) respecto del ingreso doméstico (YD) es mayor que la unidad (cercana a -3,4); y la elasticidad de largo plazo de la balanza comercial (BC) respecto del ingreso del resto del mundo (YRM) es también mayor a la unidad (cercana a 2,1). Por su parte, la elasticidad de largo plazo de la balanza comercial (BC) respecto al tipo de cambio real (TCR) es igual a -1,99. Es decir que, ante un aumento del 1% en el ingreso doméstico disminuye un 3,4% la balanza comercial; ante un aumento del 1% en el ingreso del resto del mundo aumenta un 2,1% la balanza comercial; y ante un aumento del 1% del tipo de cambio real disminuye casi un 2% la balanza comercial.

Como se puede observar en el Anexo Econométrico (5. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido)), el término de corrección de error de

¹⁵ A los efectos empíricos, al igual que en los trabajos de Matesanz et al. (Argentina), Rincón (Colombia), y Duarte et. al (Paraguay), se considera que el efecto de una devaluación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial depende del signo que adopte la derivada total de la balanza comercial con respecto a al tipo de cambio real. Si dicho signo es positivo, se estará cumpliendo la Condición de Marshall - Lerner.

la ecuación $D(LYRM)$ no fue significativamente distinto de cero en términos estadísticos, lo que significa que esta ecuación no contribuye a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando éste es perturbado por la ocurrencia de un *shock* inesperado en el corto plazo que hace que éstas se desvíen temporalmente de él. Sin embargo, las otras tres ecuaciones si contribuyen a la consecución del equilibrio en el largo plazo. En particular, la ecuación $D(LTB)$ corrige un 8,4% del desequilibrio por período (trimestre), la ecuación $D(LYD)$ corrige un 2,28%, y la ecuación $D(LTCR)$ corrige un 5,6%.

Lo anterior significa que las desviaciones a partir de la tendencia (de largo plazo) compartida por las cuatro variables cointegradas del modelo, se describen mejor como movimientos transitorios de la balanza comercial, del ingreso doméstico y del tipo de cambio real, que como movimientos transitorios del ingreso del resto del mundo. Es decir, cuando esta última variable se desvía de su razón habitual con las restantes, son la balanza comercial, el ingreso doméstico y el tipo de cambio real las que proyectan el ajuste hasta que la relación de equilibrio se restaure nuevamente.

Con respecto a los residuos del VECM no restringido, podemos decir que los mismos no están autocorrelacionados. Por su parte, si bien los residuos de las cuatro ecuaciones tienen una distribución normal, tomadas en su conjunto no siguen una distribución normal multivariada.

No obstante, Fernandez-Corugedo (2003)¹⁶ argumenta que es más importante que éstos cumplan con la propiedad de ausencia de autocorrelación que con la prueba de normalidad multivariada. (Ver Anexo Econométrico – 5. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido)).

Cabe puntualizar que el resultado obtenido de una dependencia negativa entre la balanza comercial y el tipo de cambio real fue inesperado. A priori, dadas las características de la economía nacional (economía pequeña, abierta y donde las exportaciones constituyen el principal motor del crecimiento y el tipo de cambio ha sido utilizado con frecuencia para mejorar la competitividad del país), y la evidencia empírica que arrojan las distintas investigaciones en las economías regionales, se pensaba que se obtendría como resultado una relación de dependencia positiva entre la balanza comercial y el tipo de cambio real.

Observando tanto las gráficas de la balanza comercial como del tipo de cambio real, se observa que en el período 1983-1989 ambas series no presentan tendencias claras, sino más bien una trayectoria irregular signada por cambios bruscos.

¹⁶ Fernández - Corugedo, E. (2003): “Exercise on unit-roots (including structural-breaks) estimating a VECM and the implications of the VECM”, Center for Central Banking Studies, Bank of England, Mimeo, October.

No se debe perder de vista que el período 1983-1989, no fue una época sencilla en la vida económica del país. La etapa previa a la salida de régimen de facto estuvo caracterizado por fuertes desequilibrios macroeconómicos (inflación elevada y con tendencia al alza, elevadísimo déficit fiscal, caída del producto de grandes proporciones, caída del salario real, aumento del desempleo, crisis bancaria, serios problemas de endeudamiento, etc.), y por acontecimientos de índole político (ej. el régimen consensual, que buscaron instaurar los partidos políticos y las organizaciones empresariales y sociales reunidos en el ámbito de la Concertación Nacional Programática (CONAPRO)), que condicionaron fuertemente la política económica del primer gobierno democrático posterior a la dictadura. Según Antía (2001)¹⁷, la política económica de dicho gobierno procuró evitar la agudización de los desequilibrios macroeconómicos y alcanzar cierta reactivación de la economía.

Por su parte, si bien a principios del citado período el frente externo (crecimiento de la economía mundial a partir del año 83, reducción de las tasas de interés internacionales, mejora de los términos de intercambio, depreciación del dólar, etc.) y regional (planes de estabilización y posterior expansión de los dos principales socios comerciales, Argentina y Brasil) evolucionaron de forma predominantemente favorable para la

¹⁷ Antía, F. (2001): “La economía uruguaya en 1985-2000: Políticas económicas, resultados y desafíos”. Instituto de Economía, Series Documentos de Trabajo 4/01.

economía nacional, pero hacia fines de dicho lapso la situación regional empeoró.

Como se desprende de los párrafos anteriores, se puede concluir que el período 1983-1989 fue una etapa de transición en la vida económica y política del país. Es a partir del año 1990 que se inicia un período de intento de estabilización de la economía y de inicio de importantes reformas estructurales e institucionales.

Por lo tanto, ante el resultado inesperado obtenido en primera instancia (relación negativa entre la balanza comercial y el tipo de cambio real), y las características complejas recién expuestas de la economía nacional durante los primeros años de la muestra (1983-1989), se resolvió proceder a investigar la verificación de la CML y la presencia del fenómeno de la Curva J para la sub-muestra 1990.I-2008.II. A continuación se continúa con dicho análisis.

- Test de Johansen (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Se procedió a realizar la prueba de cointegración de Johansen para la sub muestra 1990.I – 2008.II. El resultado de dicho test, arrojó la existencia de dos relaciones de cointegración entre las variables al 5% de significación,

y una única relación de cointegración entre las variables al 1% de significación según los criterios de traza y máximo valor propio (Ver Anexo Econométrico – 6. Análisis de Cointegración (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

Nº de Relaciones de Cointegración	Valor Propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguna	0.646291	112.2766	47.21	54.46
Al menos 1	0.291258	35.36971	29.68	35.65
Al menos 2	0.117065	9.894160	15.41	20.04
Al menos 3	0.009159	0.680904	3.76	6.65

Nº de Relaciones de Cointegración	Valor Propio	Estadístico Máximo Valor Propio	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguna	0.646291	76.90687	27.07	32.24
Al menos 1	0.291258	25.47555	20.97	25.52
Al menos 2	0.117065	9.213256	14.07	18.63
Al menos 3	0.009159	0.680904	3.76	6.65

- Estimación del Vector de Mecanismo de Corrección de Error No Restringido (VECM No Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

A partir del análisis de cointegración precedente, se procedió a estimar el modelo vectorial autorregresivo con mecanismo de corrección del error (VECM) para la sub-muestra 1990.I-2008.II tomando el criterio de significación al 1%, restringiendo a una el número de las relaciones de cointegración. De esta forma, se buscó obtener la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables más significativa (la presente al 1% de

significación), o por decirlo de otra manera, la relación de equilibrio más fuerte. El VECM no restringido incluye información acerca de la dinámica transitoria y de largo plazo de las variables consideradas.

Al igual que en el caso de la muestra completa, para la formulación del VECM se tomaron como endógenas las cuatro variables consideradas, se incluyeron las tres variables *dummies* estacionales centradas por tratarse de datos trimestrales, en la dinámica transitoria (corto plazo) se incluye también una constante y se incluyeron algunas variables *dummies* para la corrección de los *outliers*.

Los *outliers* finalmente considerados en la estimación fueron los siguientes: $d(fe \geq 1990.2)$, $d(fe \geq 1990.3)$, $d(fe \geq 1991.1)$, $d(fe \geq 1994.3)$, $d(fe = 1995.1)$, $d(fe = 1999.1)$, $d(fe \geq 2001.1)$, $d(fe \geq 2002.1)$, $d(fe \geq 2002.3)$, $d(fe = 2002.4)$ $d(fe = 2003.2)$, $d(fe \geq 2003.4)$ y $d(fe = 2008.2)$

La relación de equilibrio de largo plazo que surge de la presente estimación es la siguiente:

$$LTB = - 11,19342 - 0,011492 LYD + 0,520330 LYRM + 1,834318 LTCR$$

$$t\text{-statistic} \quad (0,04) \quad (-2,46) \quad (-11,25)$$

Como se puede apreciar, de acuerdo con el estadístico t, el coeficiente estimado de la variable LYD no es estadísticamente significativo, con lo cual se concluye que dicha variable no integraría la relación de equilibrio a largo plazo en la sub-muestra 1990.I-2008.II.

En el presente caso, la relación de equilibrio de largo plazo implica que la balanza comercial del país depende positivamente del nivel de ingreso del resto del mundo y positivamente del tipo de cambio real. Este signo positivo de la elasticidad del tipo de cambio real estimada de largo plazo, sugiere que la CML es satisfecha y que un incremento del tipo de cambio real no sólo ha influido sino que ha mejorado la balanza comercial uruguaya en el período 1990.I-2008.II.

Al cortar la muestra, vemos que mientras el comportamiento del ingreso doméstico pierde significación, el ingreso del resto del mundo sigue siendo significativo en la relación de largo plazo. Debido a nuestra condición exportadora de carácter primario y con excedentes tan grandes sobre el consumo interno, en este modelo parece ser que los factores de demanda son los que importan, mientras que los factores de oferta no son relevantes.

Mientras que la elasticidad de largo plazo de la balanza comercial (BC) respecto del ingreso del resto del mundo (YRM) es menor a uno (0,52), la

elasticidad de largo plazo de la balanza comercial (BC) respecto del tipo de cambio real (TCR) es cercana a 2 (1,83). Es decir que, ante un aumento del 1% en el ingreso del resto del mundo aumenta un 0,5% la balanza comercial, y ante un aumento del 1% del tipo de cambio real aumenta casi un 2% la balanza comercial.

Como se puede observar en el Anexo Econométrico (7. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)), los términos de corrección de error de la ecuación $D(LYD)$ y $D(LYRM)$ no fueron significativamente distintos de cero en términos estadísticos, lo cual significa que estas ecuaciones no contribuyen a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo, cuando éste es perturbado por la ocurrencia de un *shock* inesperado en el corto plazo que hace que éstas se desvíen temporalmente de él. Sin embargo, las otras dos sí contribuyen a la consecución del equilibrio en el largo plazo. En particular, la ecuación $D(LTB)$ corrige un 16,7% del desequilibrio por período (trimestre), y la ecuación $D(LTCR)$ corrige un 14,2%.

Lo anterior significa que las desviaciones a partir de la tendencia (de largo plazo) compartida por las tres variables cointegradas del modelo (balanza comercial, ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real), se describen mejor como movimientos transitorios de la propia variable de

balanza comercial y del tipo de cambio real, que como movimientos transitorios del ingreso doméstico y del ingreso del resto del mundo. Es decir, cuando estas dos últimas variables se desvían de su razón habitual con las restantes, son la balanza comercial y el tipo de cambio real las que proyectan el ajuste hasta que la relación de equilibrio se restaure nuevamente.

Con respecto a los residuos del VECM no restringido, podemos decir que los mismos no están autocorrelacionados. Por su parte, si bien los residuos de las cuatro ecuaciones tienen una distribución normal, tomadas en su conjunto no siguen una distribución normal multivariada.

Como se mencionó oportunamente, Fernández-Corugedo (2003)¹⁸ argumenta que es más importante que éstos cumplan con la propiedad de ausencia de autocorrelación que con la prueba de normalidad multivariada. (Ver Anexo Económico 7. – Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido) – (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

¹⁸ Fernández - Corugedo, E. (2003): Op. cit. pág. 64

- Contrastes de exclusión y homogeneidad

Se realizaron los contrastes de exclusión sobre los coeficientes de la relación de cointegración (β de la matriz Π) con el objetivo de determinar si una variable está presente o no en la relación de largo plazo, o sea para determinar si el comportamiento de largo plazo del sistema depende o no de dicha variable.

Los coeficientes de las variables balanza comercial, ingreso del resto del mundo y tipo de cambio real resultaron estadísticamente significativos, por lo que no es posible rechazar al 5% de significación que estas tres variables no participan en la relación de equilibrio de largo plazo. Por su parte, el coeficiente de la variable ingreso doméstico resultó estadísticamente no significativo, por lo que se concluye que esta variable no participa de la relación de equilibrio de largo plazo (Ver Anexo Econométrico – 8. Contrastes de Exclusión (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

Por otra parte se realizó el contraste de homogeneidad sobre los β correspondientes a las variables del ingreso doméstico, del ingreso del resto del mundo y el tipo de cambio real, rechazándose la hipótesis de que estos fueran iguales al β correspondiente a la variable de la balanza comercial (Ver Anexo Econométrico – 9. Contrastes de Homogeneidad (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

- Exogeneidad Débil y Fuerte

Se investigó la exogeneidad de las variables. En primer lugar se realizaron los contrastes de exogeneidad débil contrastando la significación de las velocidades de ajuste (α de la matriz de cointegración).

Si una variable fuera exógenamente débil, entonces ésta no reaccionaría ante desviaciones de las relaciones de largo plazo, es decir, no se ajustaría endógenamente dentro de la relación de equilibrio.

Se rechaza la hipótesis nula de que las variables Balanza Comercial (BC) y Tipo de Cambio Real (TCR) sean débilmente exógenas en la relación de cointegración. Por su parte, no es posible rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil de las variables Ingreso Doméstico (YD) e Ingreso del Resto del Mundo (YRM) en la relación de cointegración (Ver Anexo Econométrico – 10. Contrastes de Exogeneidad Débil (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

En segundo lugar, se realizaron los contrastes de exogeneidad fuerte de las variables. La condición de exogeneidad fuerte, requiere que las variables cumplan, además de la exogeneidad débil, que sus valores

pasados no dependan de la variable endógena (LBC). Es decir que no exista retroalimentación entre las variables explicativas y la explicada.

En este sentido, se realizó el test de causalidad en el sentido de Granger a las variables DLBC, DLYD, DLYRM y DLTCR (Ver Anexo Económico – 11. Contrastes de Exogeneidad Fuerte (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

Se concluye que, el Ingreso Doméstico (YD)¹⁹, el Ingreso del Resto del Mundo (YRM) y el Tipo de Cambio Real (TCR) no son causados en el sentido de Granger por la Balanza Comercial (BC). Por lo tanto, se puede concluir que las tres variables son fuertemente exógenas.

- Estimación del Vector de Mecanismo de Corrección de Error Restringido (VECM Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Una vez realizadas las pruebas de exclusión, homogeneidad y exogeneidad, se volvió a estimar el VECM imponiendo las distintas restricciones (Ver Anexo Económico – 12. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores Restringido (VECM Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

¹⁹ Al 10% de significación.

La relación de equilibrio de largo plazo estimada finalmente fue la siguiente:

$$LTB = - 10.48122 + 0.474307 LYRM + 1.715756 LTCR$$

$$t\text{-statistic} \qquad \qquad (-4,11) \qquad \qquad (-12,4)$$

Esta relación de equilibrio implica, al igual que en el modelo no restringido, que la balanza comercial del país tal cual está definida (ratio exportaciones/importaciones) depende positivamente del nivel de ingreso del resto del mundo y positivamente del tipo de cambio real. Nuevamente, este resultado sugiere que la CML es satisfecha y que un incremento del tipo de cambio real no sólo ha influido sino que ha mejorado la balanza comercial uruguaya en el período 1990.I-2008.II. Por lo tanto, conforme a lo postulado por la teoría económica, en el largo plazo la balanza comercial debería mejorar como resultado de la depreciación del tipo de cambio real.

Del estudio de las elasticidades se desprende que en la relación de equilibrio de largo plazo, la balanza comercial es muy sensible a los cambios en el tipo de cambio real (elasticidad de 1,75), y en mucho menor medida a los cambios en el nivel de ingreso de resto del mundo (elasticidad de 0,47).

Es decir que, ante un aumento del 1% en el ingreso del resto del mundo aumenta un 0,47% la balanza comercial, y ante un aumento del 1% del tipo de cambio real aumenta un 1,75% la balanza comercial.

La velocidad de ajuste de la tasa de crecimiento de balanza comercial respecto a desviaciones de la trayectoria de largo plazo es de 0,191 por período. Esto significa que, ante una desviación respecto del equilibrio, el ajuste de la tasa de crecimiento de balanza comercial es del 19,1% por período. Es decir que, al término de 5,2 períodos (aprox. 16 meses), la balanza comercial absorbe el 100% del ajuste.

Los efectos de corto plazo se pueden apreciar a través de la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} D(LTB) = & -0.191181 * [(LTB(-1) - 0.474307 * LYRM(-1) - 1.715756 * \\ & LTCR(-1) + 10.48122)] - 0.349879 * D(LTB(-1)) - 1.077033 * D(LYD(-1)) + \\ & 2.403779 * D(LYRM(-1)) + 0.212728 * D(LTCR(-1)) - 0.023453 * C + \\ & 0.038246 * DSEAS1 + 0.022798 * DSEAS2 + 0.021942 * DSEAS3 - \\ & 0.086573 * D(FE \geq 1990.2) + 0.022636 * D(FE \geq 1990.3) - 0.370929 * \\ & D(FE \geq 1991.1) + 0.055766 * D(FE \geq 1994.3) + 0.164013 * D(FE = 1995.1) \\ & - 0.018207 * D(FE = 1999.1) + 0.142742 * D(FE \geq 2001.1) + 0.329833 * \\ & D(FE \geq 2002.1) + 0.285627 * D(FE \geq 2002.3) + 0.059226 * D(FE = 2002.4) \end{aligned}$$

$$+ 0.000930 * D(FE=2003.2) + 0.054502 * D(FE \geq 2003.4) - 0.284600 * D(FE=2008.2)$$

Al igual que en los anteriores modelos, podemos decir que los residuos del VECM restringido, no están autocorrelacionados. Por su parte, si bien los residuos de las cuatro ecuaciones tienen una distribución normal, tomadas en su conjunto no siguen una distribución normal multivariada (Ver Anexo Económico – 12. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores Restringido (VECM Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

IV.2.4 Simulación Impulso-Respuesta

A partir del modelo restringido estimado anteriormente, se simuló *shocks* sobre las variables del Ingreso del Resto del Mundo y Tipo de Cambio Real, y se estimó la respuesta de la balanza comercial uruguaya ante los mismos. Como las variables se encuentran expresadas en logaritmos, los coeficientes de impulso respuesta pueden interpretarse como tasas de variación de la balanza comercial ante cambios en el YRM y TCR. (Ver Anexo Económico – 13. Análisis Impulso-Respuesta (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

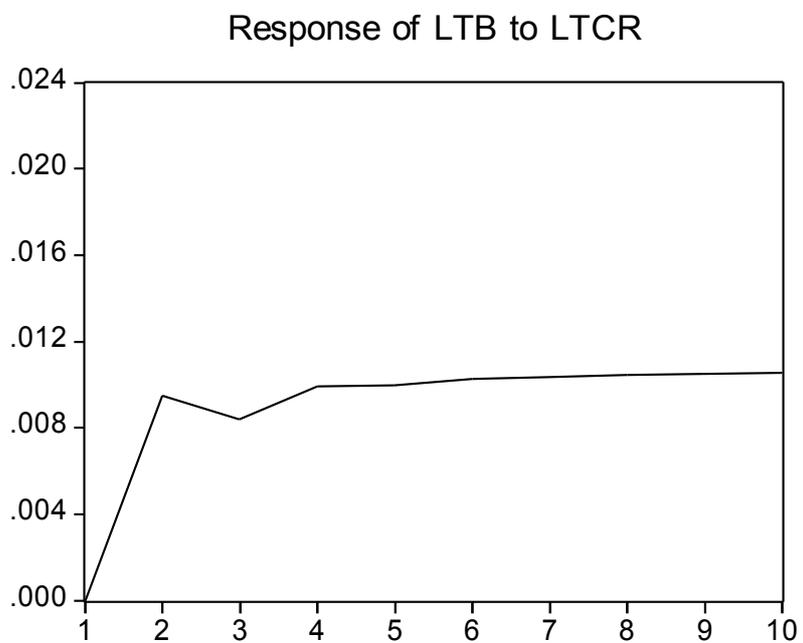
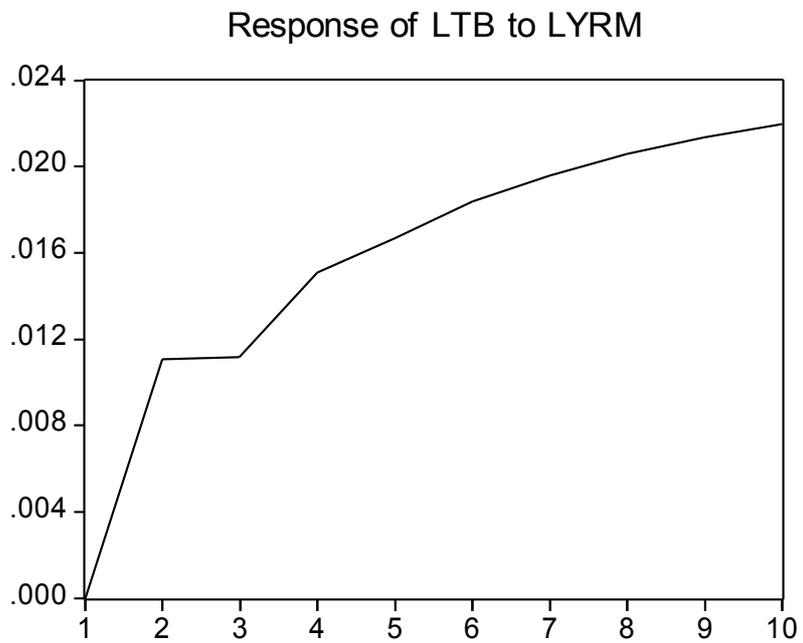
Esto tiene por finalidad, analizar la trayectoria de la respuesta de la tasa de crecimiento de la balanza comercial uruguaya ante cambios no previstos en las variables exógenas. Los *shocks* sobre las innovaciones corresponden a un desvío estándar de los residuos de la respectiva variable.

En el marco de la presente investigación, interesa sobre todo analizar la respuesta de la balanza comercial ante los cambios imprevistos del Tipo de Cambio Real.

En el caso de una perturbación de un desvío estándar proveniente del TCR, el impacto sobre la balanza comercial uruguaya opera positivamente durante los diez primeros períodos. Al término de los diez períodos, se acumula aproximadamente el 1,1% del impulso inicial (Ver Anexo Econométrico – 13. Análisis Impulso-Respuesta (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

En la primera de las siguientes gráficas se puede ver la trayectoria en el tiempo que sigue la balanza comercial como respuesta a la ocurrencia de un *shock* no previsto de un desvío estándar de magnitud en el TCR.

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Como se puede apreciar en el gráfico, la trayectoria seguida por la balanza comercial no es la correspondiente a una letra J inclinada hacia la derecha. Es decir, que ante un *shock* positivo inesperado del TCR, el saldo de la balanza comercial uruguaya mejora en una primera instancia (durante 2 períodos), y luego de un leve descenso en el tercer período, retoma a partir del cuarto período una senda de crecimiento cada vez más tenue (restantes trimestres). Por lo tanto, podemos concluir que en la economía uruguaya no se verifica la presencia del fenómeno de la Curva J.

IV.2.5 Descomposición de la Varianza de los Errores de Predicción

La descomposición de la varianza de los errores de predicción otorga información acerca de la importancia relativa de cada una de las innovaciones aleatorias sobre las variables del mecanismo de corrección de error.

Los errores de predicción de la balanza comercial uruguaya durante el segundo período son explicados en un 90,4% por la perturbación de la propia variable, un 7,1% por la perturbación del Ingreso Doméstico, un 1,4% por la perturbación del Ingreso del Resto del Mundo y un 1,1% por la perturbación del Tipo de Cambio Real. A partir del tercer período se

incrementa la participación de las innovaciones provenientes tanto del YRM como del TCR, pero en mayor magnitud la de la primera variable. Al cabo de 10 períodos, el YD alcanza a explicar un 4,6%, el YRM un 10,2% y el TCR un 3,2% (Ver Anexo Económico – 14. Descomposición de Varianza de Errores de Predicción (Sub-muestra 1990.I-2008.II)).

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se abordó el tema de la Condición Marshall-Lerner (CML) y la presencia de la Curva J, tanto desde el punto de vista teórico como empírico, procurándose arrojar luz sobre el estudio de la relación entre el comercio exterior uruguayo y el tipo de cambio real. El análisis se realizó para el período comprendido entre 1983.I y 2008.II, así como para la submuestra 1990.I – 2008.II.

En una economía pequeña, abierta y donde la demanda externa constituye uno de los principales motores del crecimiento como la uruguaya, adquiere especial importancia la relación entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. En Uruguay, al igual que varias economías emergentes, el manejo del tipo de cambio como instrumento de política económica ha sido una práctica frecuente. Por lo tanto, un mejor entendimiento de la relación entre ambas variables puede contribuir a un mejor diseño e implementación de políticas económicas que redunden en un mayor crecimiento de la economía; y por ende, en un mayor bienestar para los individuos.

La investigación comenzó analizando el concepto de la Condición Marshall-Lerner (CML) y la Curva J para encontrar una forma de aproximarse empíricamente a su verificación, dado que se trata de un fenómeno no observable, tal como lo plantea la teoría. Asimismo, se sistematizaron los principales trabajos empíricos que se consideraron relevantes a los efectos de la presente investigación.

La metodología utilizada se basa en el procedimiento de Cointegración propuesto por Johansen y Juselius y en la estimación de un Modelo de Vectores de Corrección de Errores (VECM). Esta metodología permitió evaluar el impacto que tienen los shocks del tipo de cambio real sobre la balanza comercial uruguaya.

Para el caso de la muestra completa (1983.I-2008.II) se encontró la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial (BC), el ingreso doméstico (YD), el ingreso del resto del mundo (YRM) y tipo de cambio real (TCR).

En el caso del modelo no restringido los resultados encontrados señalan, como era de esperarse conforme a lo postulado por la teoría económica, que la balanza comercial del país depende negativamente del ingreso

doméstico y positivamente del nivel de ingreso del resto del mundo. Sin embargo y en contra de lo esperado de acuerdo a la teoría, la relación de cointegración implica que la balanza comercial depende negativamente del tipo de cambio real. Este resultado sugiere que la CML no es satisfecha y que existe una relación negativa entre el tipo de cambio real y la balanza comercial uruguaya en el período 1983.I-2008.II.

Debido al resultado inesperado obtenido en el caso de la muestra completa (relación negativa entre la balanza comercial y el tipo de cambio real), y las particularidades político-económicas por las cuales atravesó el país durante la década de los 80, se resolvió proceder a investigar la verificación de la CML y la presencia del fenómeno de la Curva J para la sub-muestra 1990.I-2008.II.

Para el caso de la sub-muestra (1990.I-2008.II) se encontró la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre la balanza comercial (BC), el ingreso del resto del mundo (YRM) y tipo de cambio real (TCR). La relación de equilibrio de largo plazo hallada implica que la balanza comercial del país depende positivamente del nivel de ingreso del resto del mundo y positivamente del tipo de cambio real. En contraposición al caso de la muestra completa, este resultado sugiere que la CML es satisfecha y que un incremento del tipo de cambio real no sólo ha influido

sino que ha mejorado la balanza comercial uruguaya en el período 1990.I-2008.II.

Del estudio de las elasticidades se desprende que en la relación de equilibrio de largo plazo, la balanza comercial es muy sensible a los cambios en el tipo de cambio real (elasticidad de 1,75), y en mucho menor medida a los cambios en el nivel de ingreso de resto del mundo (elasticidad de 0,47). Es decir que, ante un aumento del 1% en el ingreso del resto del mundo aumenta un 0,47% la balanza comercial, y ante un aumento del 1% del tipo de cambio real aumenta un 1,75% la balanza comercial.

Asimismo, se encontró que los términos de corrección de error de la ecuación $D(LYD)$ y $D(LYRM)$ no fueron significativamente distintos de cero en términos estadísticos, lo cual significa que estas ecuaciones no contribuyen a la restauración de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo.

Se calculó, por otra parte, que la velocidad de ajuste de la tasa de crecimiento de balanza comercial respecto a desviaciones de la trayectoria de largo plazo es de 0,191 por período. Esto significa que, ante una desviación respecto del equilibrio, el ajuste de la tasa de crecimiento

de balanza comercial es del 19,1% por período. Es decir que, al término de 5,2 períodos (aprox. 16 meses), la balanza comercial absorbe el 100% del ajuste.

Del análisis de impulso-respuesta se concluye que el impacto que tiene un *shock* del TCR (de una magnitud de un desvío estándar) sobre la balanza comercial uruguaya, es positivo durante los diez primeros períodos. Al término de los diez períodos, se acumula aproximadamente el 1,1% del impulso inicial. Al graficarse la trayectoria post-*shock* seguida por la balanza comercial, se comprueba que la misma no se asemeja a una letra J inclinada hacia la derecha, ya que la trayectoria encontrada implica que no se pasa por un período negativo al principio, sino que ya en el período siguiente al *shock*, el efecto sobre la balanza comercial es positivo. Por lo tanto, podemos concluir que no se encontró evidencia empírica en la economía uruguaya que verifique la presencia del fenómeno de la Curva J.

Por su parte, del análisis de la descomposición de la varianza de los errores de predicción de la balanza comercial, se concluye que, al cabo de diez períodos, los mismos son explicados en un 82% por la perturbación de la propia variable, en un 10% por la perturbación del ingreso del resto del mundo, un 5% por la perturbación del ingreso doméstico y un 3% por la perturbación del tipo de cambio real.

La combinación de un resultado positivo en cuanto a la verificación de la CML (en el caso de la sub-muestra para la presente investigación), con el de un resultado negativo en cuanto a la presencia del fenómeno de la Curva J como es el caso de la economía uruguaya, es coincidente con la evidencia empírica existente para el caso de las economías regionales (Colombia, Brasil, Argentina y Perú). Por otra parte, la verificación de la CML para el caso de la sub-muestra 1990.I-2008.II y la no verificación de la misma para el caso de la muestra completa 1983.I-2008.II, no es un caso que se deba considerar anómalo. De hecho, en el caso de la investigación para la economía argentina, Matesanz y Fugarolas (2006) hallan que la CML se verifica para las muestras 1962-2005, 1962-2000, 1978-2005; pero que la misma no se verifica para la muestra 1962-1990.

Finalmente, se considera que la investigación ha cumplido con el objetivo de contribuir a ahondar el conocimiento de las interrelaciones entre la balanza comercial y el tipo de cambio real para la economía nacional. A partir de la misma se abren caminos de investigación a recorrer para profundizar el análisis. En este sentido, puede resultar interesante avanzar en la estimación de un modelo que incorpore una muestra de datos más extensa (ej. datos mensuales); así como la inclusión de alguna variable monetaria (ej. la Oferta Monetaria, M1), de forma de poder capturar los efectos del tipo de cambio sobre la balanza comercial en un

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

modelo que considere conjuntamente los enfoques de las elasticidades y el monetario de la balanza de pagos.

BIBLIOGRAFIA

- Ahmad, J.; Yang, J. (2004): “Estimation of the J-Curve in China”. East-West Center, Economics Series, N°67, March 2004.
- Antía, F. (2001): “La economía uruguaya en 1985-2000: Políticas económicas, resultados y desafíos”. Instituto de Economía, Series Documentos de Trabajo 4/01.
- Apuntes de Clase. “Seminario de Investigación y Tesis”. Curso 2007, UDELAR.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985): “Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs”. The Review of Economics and Statistics, 500-04.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991): “Is There a Long-Run Relation between the Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs?”. Economic Letters, 403-07.
- Bahmani-Oskooee, M., and J. Alse (1994): “Short-Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration”. Eastern Economic Journal, 20, 4, p. 453-64.
- Bahmani-Oskooee, M.; Kantipong, T. (2001): “Bilateral J-Curve between Thailand and her trading partners”. Journal of Economic Development, Vol. 26, N° 2.

- Bahmani-Oskooee, M.; Kutan, A. (2007): “The J-Curve in the Emerging Economies of Eastern Europe”. Department of Economics and Finance, SIUE.
- Bahmani-Oskooee, M.; Niroomand, F. (1998): “Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revised”. *Economics Letters*, 61, 101-109.
- Bahmani-Oskooee, M; Ratha, A. (2007): “The Bilateral J-Curve: Sweden versus her 17 Major Trading Partners”. *International Journal of Applied Economics*, 4(1), March 2007, 1-13
- Bickerdike, C. F. (1920): "The Instability of Foreign Exchanges". *Economic Journal* 30:117, (March), pp. 118-122.
- 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 and Economics*, 6, p.187.
- Buisan, A.; Gordo, E. (1994): “Funciones de importación y exportación de la economía española”. Banco de España, *Investigaciones Económicas*, Vol. XVIII, Enero 1994, p. 165-192.
- Bustamente, R. (2007): “Probando la Condición Marshall-Lerner y el efecto Curva “J”: Evidencia empírica para el caso peruano 1990: 2007. XXV Encuentro de Economistas BCRP 2007.
- Díaz, Ramón (2003): “Historia económica de Uruguay”. Ed. Santillana.

- Duarte, D.; Cresta, J. (2006): “Caracterización del régimen cambiario en Paraguay durante el período 1990 – 2004”. Red de Investigaciones Económicas del Mercosur y el Centro de Análisis y Difusión de la Economía Paraguaya.
- Fernández, A.; Ferreira, M.; et al. (2005): “TCR “competitivo” y otras soluciones desajustadas”. CINVE.
- Fernández - Corugedo, E. (2003): “Exercise on unit-roots (including structural-breaks) estimating a VECM and the implications of the VECM”, Center for Central Banking Studies, Bank of England, Mimeo, October.
- Gianelli, D.; Mednik, M. (2006): “Un modelo de corrección de errores para el TCR en el Uruguay: 1983: I – 2005: IV”.
- Gomes, F.; Paz, L. (2005): “Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990–1998 Brazilian case. Applied Economics Letters, 2005, 12, 525–528.
- Hernández, R. et al (1998): “Metodología de la Investigación”. Ed. McGraw Hill.
- Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. Granger, and B. S. Yoo (1990): “Seasonal Integration and Cointegration”. Journal of Econometrics, 44, 215-38.

- Johansen, S. and K. Juselius (1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.
- Magee, S.P. (1973): “Currency Contracts, Pass Through and Devaluation”. Brooking Papers on Economic Activity, 1, 303-325.
- Mahmud, H. et al. (2004): “Testing Marshall-Lerner condition: a non-parametric approach”. Applied Economics Letters, 2004, 11, 231–236.
- Mäki, U. (1994): “Reorienting the assumptions issue”. New Directions in Economic Methodology. Ed. Roger Backhouse.
- Matesanz, D.; Fugarolas, G. (2006): “Exchange rate policy and trade balance. A cointegration analysis of the argentine experience since 1962”. Applied Economics Department, University of Oviedo.
- Metzler, L. (1948): “A Survey of Contemporary Economics”. Vol. I, Richard D. Irwin, INC, Homewood, IL.
- Montaña, E. (2007): “Efectos del Tipo de Cambio en la Balanza Comercial del Sector Manufacturero: La Condición Marshall-Lerner y la Curva “J”. El caso de México 1990-2005. Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, Instituto de Ciencias Sociales y Administración.
- Mordecki, G. (2000): “Uruguayan trade and the real exchange rate – VAR analysis 1990-1998”. IECON, UDELAR.

- Mordecki, G. (2006): "An estimation of the Export Demand for Uruguay: a study of the last twentyfive years". IECON, UDELAR.
- Moura, G.; Da Silva, S. (2005): "Is There a Brazilian J-Curve?." Economics Bulletin, Vol. 6, No. 10 pp. 1-17
- Narayan, P. (2004): "New Zealand's trade balance: evidence of the J-curve and granger causality". Applied Economics Letters, 2004, 11, 351–354.
- Onafowora, O. (2003): "Exchange rate and trade balance in east asia: is there a J-curve?". Economics Bulletin, Vol. 5, No. 18 pp. 1–13
- Ramírez, A. (2003): "Condición Marshall – Lerner y efecto Curva 'J': una aproximación al caso colombiano". Escritos de Economía EAFIT N°5.
- Ratha, A.; Kang, E. (2007): "Asian Financial Crisis and the J-Curve: Evidence from South Korea". Department of Economics, St Cloud State University.
- Rincon, H. (1998): "Testing the Short-Long-Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia" University of Illinois at Urbana-Champaign, 1998.
- Robinson, J. (1947): "Essays in the Theory of Employment". Oxford, Basil Blackwell.

- Rose A.; Yellen J. (1989): “Is there a J-curve?” *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68. North-Holland.
- Soffer, F. (1999): “Enfoques de la Cuenta Corriente de la Balanza de Pagos y un Análisis del Caso Uruguayo”. UDELAR.
- Teja, A.M. (2004): “Cointegración”, Cátedra Econometría II, UDELAR.
- Yin, R. (1984): “Case study research: Design and methods”. Ed. Beverly Hills, CA: Sage Publishing

ANEXO ECONOMETRICO

1. Correlogramas

- Correlograma del Logaritmo de la Balanza Comercial

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 102

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.797	0.797	66.735	0.000
. *****	. ***	2	0.756	0.331	127.36	0.000
. *****	. **	3	0.740	0.225	186.05	0.000
. *****	. *	4	0.723	0.145	242.66	0.000
. *****	. **	5	0.600	-0.257	282.00	0.000
. ****	. .	6	0.584	0.023	319.64	0.000
. ****	. .	7	0.557	0.031	354.30	0.000
. ****	. *	8	0.549	0.133	388.27	0.000
. ****	. .	9	0.466	-0.083	413.01	0.000
. ***	. .	10	0.454	-0.022	436.80	0.000
. ***	. *	11	0.404	-0.102	455.86	0.000
. ***	. .	12	0.375	-0.018	472.48	0.000
. **	. .	13	0.327	0.031	485.22	0.000
. **	. *	14	0.286	-0.078	495.06	0.000
. **	. .	15	0.243	-0.025	502.25	0.000
. **	. .	16	0.244	0.065	509.60	0.000
. **	. .	17	0.216	0.050	515.40	0.000
. *	. .	18	0.176	-0.048	519.32	0.000
. *	. *	19	0.187	0.100	523.81	0.000
. *	. .	20	0.190	0.016	528.48	0.000
. *	. .	21	0.172	0.028	532.34	0.000
. *	. .	22	0.142	-0.044	535.00	0.000
. *	. .	23	0.154	0.007	538.18	0.000
. *	. .	24	0.147	0.004	541.13	0.000
. *	. *	25	0.104	-0.092	542.63	0.000
. *	. .	26	0.091	0.006	543.79	0.000
. .	. *	27	0.059	-0.167	544.28	0.000
. .	. *	28	-0.001	-0.162	544.28	0.000
. .	. *	29	-0.041	-0.090	544.53	0.000
. *	. .	30	-0.074	-0.042	545.33	0.000
. *	. .	31	-0.115	-0.016	547.30	0.000
. *	. *	32	-0.166	-0.079	551.46	0.000
. *	. *	33	-0.166	0.071	555.71	0.000
. **	. *	34	-0.231	-0.162	564.02	0.000
. **	. *	35	-0.245	0.089	573.51	0.000
. **	. .	36	-0.282	-0.046	586.31	0.000

- Correlograma de la Primera Diferencia del Logaritmo de la Balanza Comercial

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 101

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*** .	*** .	1	-0.443	-0.443	20.445	0.000
. .	** .	2	-0.003	-0.248	20.446	0.000
.* .	** .	3	-0.062	-0.230	20.853	0.000
. ***	. **	4	0.348	0.290	33.870	0.000
*** .	. .	5	-0.320	-0.029	44.978	0.000
. .	.* .	6	0.050	-0.067	45.248	0.000
. .	.* .	7	-0.030	-0.114	45.345	0.000
. **	.* .	8	0.205	0.072	50.024	0.000
** .	. .	9	-0.230	0.007	56.009	0.000
. * .	. * .	10	0.138	0.094	58.188	0.000
.* .	.* .	11	-0.123	-0.097	59.945	0.000
. * .	.* .	12	0.128	-0.062	61.872	0.000
.* .	. .	13	-0.081	0.049	62.657	0.000
. .	. .	14	0.014	-0.037	62.680	0.000
.* .	.* .	15	-0.101	-0.086	63.905	0.000
. * .	. .	16	0.155	-0.008	66.832	0.000
. .	. * .	17	-0.031	0.083	66.952	0.000
.* .	.* .	18	-0.121	-0.109	68.780	0.000
. .	. .	19	0.021	-0.043	68.838	0.000
. * .	.* .	20	0.086	-0.075	69.787	0.000
. .	. .	21	-0.046	-0.003	70.062	0.000
.* .	. .	22	-0.070	0.012	70.706	0.000
. .	. .	23	0.036	-0.036	70.881	0.000
. * .	. .	24	0.078	0.010	71.702	0.000
.* .	.* .	25	-0.105	-0.076	73.209	0.000
. .	. .	26	0.014	0.005	73.237	0.000
. .	. .	27	0.043	0.019	73.493	0.000
. .	. .	28	-0.023	-0.026	73.569	0.000
. .	. .	29	-0.010	-0.016	73.584	0.000
. .	. .	30	-0.017	-0.047	73.627	0.000
. * .	. * .	31	0.083	0.080	74.641	0.000
.* .	. .	32	-0.090	-0.047	75.865	0.000
. * .	. * .	33	0.127	0.125	78.325	0.000
.* .	.* .	34	-0.151	-0.106	81.887	0.000
. * .	. .	35	0.087	-0.021	83.089	0.000
. .	. .	36	-0.055	-0.054	83.577	0.000

- Correlograma del Logaritmo del Ingreso Doméstico

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 102

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.871	0.871	79.753	0.000
. *****	. ***	2	0.843	0.349	155.19	0.000
. *****	. .	3	0.780	-0.013	220.34	0.000
. *****	. ***	4	0.823	0.418	293.72	0.000
. *****	. ***	5	0.703	-0.492	347.74	0.000
. *****	. .	6	0.672	0.049	397.60	0.000
. *****	. *	7	0.609	0.076	438.98	0.000
. *****	. *	8	0.651	0.129	486.85	0.000
. ****	. **	9	0.535	-0.291	519.47	0.000
. ****	. .	10	0.505	0.046	548.91	0.000
. ***	. .	11	0.444	0.056	571.93	0.000
. ****	. .	12	0.487	0.035	599.85	0.000
. ***	. *	13	0.379	-0.161	616.95	0.000
. ***	. *	14	0.361	0.098	632.64	0.000
. **	. *	15	0.316	0.092	644.82	0.000
. ***	. .	16	0.365	-0.041	661.23	0.000
. **	. .	17	0.275	-0.047	670.63	0.000
. **	. *	18	0.268	0.071	679.72	0.000
. **	. .	19	0.237	0.060	686.92	0.000
. **	. .	20	0.298	0.010	698.43	0.000
. **	. .	21	0.224	-0.026	705.02	0.000
. **	. *	22	0.232	0.075	712.16	0.000
. **	. *	23	0.219	0.076	718.59	0.000
. **	. .	24	0.287	-0.024	729.83	0.000
. **	. *	25	0.214	-0.124	736.14	0.000
. **	. .	26	0.215	0.007	742.57	0.000
. *	. .	27	0.189	-0.029	747.62	0.000
. **	. *	28	0.240	-0.079	755.86	0.000
. *	. .	29	0.163	-0.005	759.74	0.000
. *	. *	30	0.146	-0.097	762.89	0.000
. *	. .	31	0.111	-0.006	764.72	0.000
. *	. .	32	0.153	-0.004	768.28	0.000
. *	. .	33	0.078	0.007	769.21	0.000
. .	. .	34	0.062	-0.004	769.81	0.000
. .	. .	35	0.028	-0.009	769.93	0.000
. *	. .	36	0.070	0.026	770.72	0.000

- Correlograma de la Primera Diferencia del Logaritmo del Ingreso Doméstico

Sample: 1983:1 2008:2
Included observations: 101

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**** .	**** .	1	-0.511	-0.511	27.189	0.000
. * .	** .	2	0.107	-0.209	28.398	0.000
**** .	**** .	3	-0.454	-0.700	50.309	0.000
. ***** .	. ***** .	4	0.872	0.655	131.89	0.000
**** .	. * .	5	-0.497	0.122	158.65	0.000
. * .	. * .	6	0.098	-0.059	159.71	0.000
**** .	*** .	7	-0.452	-0.321	182.35	0.000
. ***** .	. * .	8	0.832	0.097	259.83	0.000
**** .	. * .	9	-0.481	0.082	286.01	0.000
. * .	. .	10	0.096	0.023	287.06	0.000
*** .	. .	11	-0.415	0.005	306.93	0.000
. ***** .	. .	12	0.779	-0.020	377.89	0.000
**** .	. .	13	-0.468	-0.044	403.82	0.000
. * .	. * .	14	0.088	-0.090	404.74	0.000
*** .	. .	15	-0.379	0.014	422.07	0.000
. ***** .	. .	16	0.728	0.004	486.95	0.000
*** .	. .	17	-0.444	0.038	511.38	0.000
. * .	. .	18	0.085	0.000	512.29	0.000
*** .	. * .	19	-0.366	-0.124	529.25	0.000
. ***** .	. * .	20	0.691	-0.064	590.52	0.000
*** .	. .	21	-0.420	0.013	613.44	0.000
. * .	. .	22	0.066	-0.035	614.02	0.000
*** .	. * .	23	-0.346	-0.090	630.00	0.000
. ***** .	. .	24	0.661	-0.030	688.96	0.000
*** .	. .	25	-0.393	0.022	710.10	0.000
. .	. .	26	0.051	-0.053	710.47	0.000
** .	. .	27	-0.314	-0.010	724.37	0.000
. ***** .	. .	28	0.621	-0.052	779.34	0.000
*** .	. .	29	-0.362	0.006	798.23	0.000
. .	. * .	30	0.064	0.131	798.83	0.000
** .	. .	31	-0.312	-0.017	813.29	0.000
. **** .	. * .	32	0.584	-0.094	864.77	0.000
*** .	** .	33	-0.354	-0.194	883.91	0.000
. .	. .	34	0.063	-0.052	884.52	0.000
** .	. * .	35	-0.308	-0.060	899.47	0.000
. **** .	. .	36	0.548	-0.053	947.54	0.000

- Correlograma del Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 102

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.966	0.966	97.989	0.000
. *****	. .	2	0.930	-0.040	189.80	0.000
. *****	. .	3	0.895	-0.011	275.66	0.000
. *****	. .	4	0.861	0.000	355.97	0.000
. *****	. .	5	0.830	0.013	431.24	0.000
. *****	. .	6	0.798	-0.015	501.62	0.000
. *****	. .	7	0.768	0.002	567.45	0.000
. *****	. .	8	0.738	-0.012	628.90	0.000
. *****	. .	9	0.708	-0.009	686.15	0.000
. *****	. .	10	0.680	-0.007	739.40	0.000
. *****	. .	11	0.651	-0.015	788.78	0.000
. *****	. .	12	0.623	-0.008	834.48	0.000
. *****	. .	13	0.594	-0.024	876.55	0.000
. *****	. .	14	0.565	-0.029	914.97	0.000
. *****	. .	15	0.535	-0.014	949.92	0.000
. *****	. .	16	0.506	-0.020	981.52	0.000
. *****	. .	17	0.477	-0.016	1009.9	0.000
. ****	. .	18	0.450	0.013	1035.5	0.000
. ****	. .	19	0.425	0.001	1058.6	0.000
. ****	. .	20	0.403	0.030	1079.6	0.000
. ****	. .	21	0.382	0.002	1098.7	0.000
. ****	. .	22	0.360	-0.021	1115.9	0.000
. ****	. .	23	0.339	-0.008	1131.3	0.000
. ***	. .	24	0.319	-0.001	1145.2	0.000
. ***	. .	25	0.299	-0.004	1157.5	0.000
. ***	. .	26	0.281	0.000	1168.5	0.000
. ***	. .	27	0.262	-0.013	1178.2	0.000
. ***	. .	28	0.242	-0.031	1186.7	0.000
. ***	. .	29	0.222	-0.031	1193.8	0.000
. ***	. .	30	0.199	-0.034	1199.7	0.000
. **	. .	31	0.176	-0.036	1204.3	0.000
. **	. .	32	0.153	-0.024	1207.8	0.000
. **	. .	33	0.128	-0.040	1210.3	0.000
. **	. .	34	0.104	-0.016	1212.0	0.000
. **	. .	35	0.080	-0.019	1213.0	0.000
. **	. .	36	0.057	-0.003	1213.6	0.000

- Correlograma de la Primera Diferencia del Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Sample: 1983:1 2008:2
Included observations: 101

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.623	0.623	40.373	0.000
. ***	. .	2	0.398	0.016	57.012	0.000
. *	** .	3	0.087	-0.273	57.816	0.000
. .	* .	4	-0.080	-0.065	58.506	0.000
. .	. *	5	-0.123	0.074	60.141	0.000
. .	. .	6	-0.092	0.033	61.066	0.000
. .	. .	7	-0.102	-0.126	62.211	0.000
. .	. .	8	-0.087	-0.035	63.054	0.000
. .	. .	9	-0.079	0.026	63.756	0.000
. .	. .	10	-0.037	0.042	63.915	0.000
. .	. *	11	0.052	0.089	64.233	0.000
. .	* .	12	0.023	-0.142	64.293	0.000
. .	. .	13	0.009	-0.039	64.302	0.000
. .	. .	14	-0.064	-0.029	64.794	0.000
. .	. .	15	-0.121	-0.045	66.558	0.000
. .	. .	16	-0.156	-0.066	69.548	0.000
. .	. .	17	-0.201	-0.138	74.538	0.000
. .	. *	18	-0.149	0.069	77.336	0.000
. .	. .	19	-0.136	-0.045	79.677	0.000
. .	. *	20	-0.024	0.087	79.748	0.000
. .	* .	21	-0.016	-0.109	79.780	0.000
. .	. .	22	0.036	-0.010	79.949	0.000
. .	. .	23	-0.023	-0.070	80.017	0.000
. .	. *	24	0.013	0.077	80.041	0.000
. .	* .	25	-0.031	-0.061	80.177	0.000
. .	. .	26	0.023	0.031	80.253	0.000
. .	. .	27	-0.022	-0.090	80.321	0.000
. .	. .	28	-0.048	-0.039	80.653	0.000
. .	. .	29	-0.072	-0.002	81.399	0.000
. .	. *	30	-0.140	-0.137	84.252	0.000
. .	. .	31	-0.125	-0.049	86.591	0.000
. .	. .	32	-0.112	-0.026	88.490	0.000
. .	. .	33	-0.072	-0.023	89.287	0.000
. .	. *	34	-0.074	-0.099	90.148	0.000
. .	. .	35	-0.032	-0.005	90.310	0.000
. .	. *	36	0.028	0.098	90.435	0.000

- Correlograma del Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 102

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.844	0.844	74.870	0.000
. *****	. .	2	0.695	-0.062	126.12	0.000
. ****	. .	3	0.571	0.000	161.05	0.000
. ***	. .	4	0.416	-0.184	179.80	0.000
. **	. .	5	0.298	0.027	189.52	0.000
. **	. .	6	0.232	0.080	195.46	0.000
. .	. .	7	0.176	0.003	198.90	0.000
. .	. .	8	0.118	-0.065	200.48	0.000
. .	. .	9	0.093	0.039	201.47	0.000
. .	. .	10	0.051	-0.082	201.76	0.000
. .	. .	11	-0.012	-0.083	201.78	0.000
. .	. .	12	-0.026	0.098	201.86	0.000
. .	. .	13	-0.065	-0.108	202.36	0.000
. .	. .	14	-0.116	-0.055	203.98	0.000
. .	. .	15	-0.121	0.055	205.76	0.000
. .	. .	16	-0.127	-0.022	207.74	0.000
. .	. .	17	-0.126	0.039	209.73	0.000
. .	. .	18	-0.112	-0.017	211.31	0.000
. .	. .	19	-0.117	-0.096	213.05	0.000
. .	. .	20	-0.130	-0.004	215.24	0.000
. .	. .	21	-0.115	0.063	216.98	0.000
. .	. .	22	-0.083	0.062	217.89	0.000
. .	. .	23	-0.059	0.026	218.36	0.000
. .	. .	24	-0.046	-0.097	218.65	0.000
. .	. .	25	-0.045	-0.074	218.92	0.000
. .	. .	26	-0.098	-0.153	220.27	0.000
. .	. .	27	-0.156	-0.066	223.73	0.000
. .	. .	28	-0.211	-0.052	230.11	0.000
. .	. .	29	-0.239	0.076	238.43	0.000
. .	. .	30	-0.253	-0.057	247.87	0.000
. .	. .	31	-0.258	-0.046	257.82	0.000
. .	. .	32	-0.256	-0.045	267.78	0.000
. .	. .	33	-0.278	-0.136	279.64	0.000
. .	. .	34	-0.297	-0.054	293.40	0.000
. .	. .	35	-0.307	-0.017	308.34	0.000
. .	. .	36	-0.313	0.006	324.10	0.000

- Correlograma de la Primera Diferencia del Tipo de Cambio Real

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 101

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	-0.011	-0.011	0.0129	0.910
.* . .	.* . .	2	-0.099	-0.099	1.0474	0.592
. * . .	. * . .	3	0.137	0.136	3.0501	0.384
.* . .	.* . .	4	-0.091	-0.103	3.9465	0.413
.* . .	.* . .	5	-0.165	-0.142	6.9026	0.228
.* . .	.* . .	6	-0.064	-0.106	7.3514	0.290
.	7	0.015	0.011	7.3770	0.391
.* . .	.* . .	8	-0.084	-0.074	8.1674	0.417
.	9	0.039	0.034	8.3390	0.500
.	10	0.057	-0.001	8.7122	0.560
.* . .	.* . .	11	-0.147	-0.154	11.213	0.426
. *	12	0.085	0.064	12.051	0.442
.	13	0.044	-0.005	12.283	0.505
.* . .	.* . .	14	-0.165	-0.125	15.555	0.341
.	15	-0.007	-0.041	15.561	0.412
. . .	.* . .	16	0.008	-0.059	15.569	0.483
.	17	-0.026	0.001	15.651	0.549
.	18	0.047	0.049	15.922	0.598
.	19	0.026	-0.041	16.008	0.657
.* . .	.* . .	20	-0.078	-0.108	16.795	0.666
.* . .	.* . .	21	-0.079	-0.111	17.617	0.673
. . .	.* . .	22	-0.002	-0.072	17.618	0.728
. . .	. * . .	23	0.049	0.093	17.944	0.761
.	24	-0.034	-0.030	18.102	0.798
. * . .	.* . .	25	0.131	0.067	20.464	0.722
. *	26	0.082	0.033	21.402	0.721
.	27	-0.027	-0.022	21.504	0.762
.* . .	.* . .	28	-0.058	-0.106	21.984	0.782
.	29	0.001	0.006	21.984	0.821
.	30	-0.002	0.002	21.985	0.855
.	31	-0.024	0.020	22.070	0.881
.	32	0.059	0.063	22.594	0.891
.	33	-0.007	-0.024	22.602	0.913
.	34	-0.042	-0.044	22.881	0.926
. . .	.* . .	35	-0.021	-0.106	22.949	0.941
.* . .	.* . .	36	-0.069	-0.092	23.719	0.942

2. Tests de Raíces Unitarias Regulares

- Test de Raíz Unitaria sobre la Primera Diferencia de la variable Logaritmo de la Balanza Comercial

Null Hypothesis: DLTB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.555155	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.589020	
5% level	-1.944175	
10% level	-1.614554	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLTB)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:2 2008:2

Included observations: 97 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTB(-1)	-1.461746	0.320899	-4.555155	0.0000
D(DLTB(-1))	-0.031792	0.261933	-0.121373	0.9037
D(DLTB(-2))	-0.277281	0.184115	-1.506020	0.1355
D(DLTB(-3))	-0.309300	0.098228	-3.148815	0.0022
R-squared	0.762066	Mean dependent var	-0.001094	
Adjusted R-squared	0.754391	S.D. dependent var	0.250175	
S.E. of regression	0.123984	Akaike info criterion	-1.296964	
Sum squared resid	1.429601	Schwarz criterion	-1.190790	
Log likelihood	66.90276	Durbin-Watson stat	1.931381	

- Test de Raíz Unitaria sobre la variable Logaritmo de la Balanza Comercial

Null Hypothesis: LTB has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.288231	0.1812
Test critical values: 1% level	-2.589020	
5% level	-1.944175	
10% level	-1.614554	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Dependent Variable: D(LTB)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:2 2008:2

Included observations: 97 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTB(-1)	-0.064090	0.049750	-1.288231	0.2009
D(LTB(-1))	-0.444720	0.106847	-4.162207	0.0001
D(LTB(-2))	-0.207462	0.116144	-1.786256	0.0774
D(LTB(-3))	-0.007488	0.112514	-0.066549	0.9471
D(LTB(-4))	0.320660	0.098277	3.262804	0.0015
R-squared	0.342014	Mean dependent var	-0.007471	
Adjusted R-squared	0.313406	S.D. dependent var	0.149101	
S.E. of regression	0.123547	Akaike info criterion	-1.294223	
Sum squared resid	1.404270	Schwarz criterion	-1.161506	
Log likelihood	67.76982	Durbin-Watson stat	1.935691	

- Test de Raíz Unitaria sobre la Primera Diferencia de la variable Logaritmo del Ingreso Doméstico

Null Hypothesis: DLYD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.76532	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.588772	
5% level	-1.944140	
10% level	-1.614575	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLYD)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:1 2008:2

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLYD(-1)	-2.932875	0.186033	-15.76532	0.0000
D(DLYD(-1))	1.225337	0.141657	8.650037	0.0000
D(DLYD(-2))	0.670019	0.076683	8.737519	0.0000
R-squared	0.867761	Mean dependent var	-0.000456	
Adjusted R-squared	0.864977	S.D. dependent var	0.154732	
S.E. of regression	0.056857	Akaike info criterion	-2.866427	
Sum squared resid	0.307106	Schwarz criterion	-2.787296	
Log likelihood	143.4549	Durbin-Watson stat	0.919581	

- Test de Raíz Unitaria sobre la variable Logaritmo del Ingreso Doméstico

Null Hypothesis: LYD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.263649	1.0000
Test critical values: 1% level	-2.588772	
5% level	-1.944140	
10% level	-1.614575	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LYD)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:1 2008:2

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYD(-1)	0.004709	0.001104	4.263649	0.0000
D(LYD(-1))	-0.766542	0.070882	-10.81428	0.0000
D(LYD(-2))	-0.637110	0.082021	-7.767669	0.0000
D(LYD(-3))	-0.725981	0.071778	-10.11427	0.0000
R-squared	0.662157	Mean dependent var		0.007068
Adjusted R-squared	0.651374	S.D. dependent var		0.088615
S.E. of regression	0.052323	Akaike info criterion		-3.022817
Sum squared resid	0.257339	Schwarz criterion		-2.917308
Log likelihood	152.1181	Durbin-Watson stat		0.886432

- Test de Raíz Unitaria sobre la Primera Diferencia de la variable Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Null Hypothesis: DLYRM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.149809	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.498439	
5% level	-2.891234	
10% level	-2.582678	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DLYRM)

Method: Least Squares

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Sample(adjusted): 1984:1 2008:2

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLYRM(-1)	-0.473116	0.091871	-5.149809	0.0000
D(DLYRM(-1))	0.087714	0.105472	0.831634	0.4077
D(DLYRM(-2))	0.284347	0.099193	2.866598	0.0051
C	0.002752	0.000833	3.305525	0.0013
R-squared	0.254826	Mean dependent var		-0.000306
Adjusted R-squared	0.231044	S.D. dependent var		0.006538
S.E. of regression	0.005733	Akaike info criterion		-7.445022
Sum squared resid	0.003090	Schwarz criterion		-7.339513
Log likelihood	368.8061	F-statistic		10.71501
Durbin-Watson stat	2.019136	Prob(F-statistic)		0.000004

- Test de Raíz Unitaria sobre la variable Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Null Hypothesis: LYRM has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.495534	0.3298
Test critical values:		
1% level	-4.054393	
5% level	-3.456319	
10% level	-3.153989	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LYRM)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1984:1 2008:2

Included observations: 98 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LYRM(-1)	-0.063330	0.025377	-2.495534	0.0144
D(LYRM(-1))	0.589580	0.098753	5.970278	0.0000
D(LYRM(-2))	0.219613	0.115297	1.904754	0.0599
D(LYRM(-3))	-0.217136	0.101225	-2.145091	0.0346
C	0.264434	0.104561	2.528999	0.0131
@TREND(1983:1)	0.000366	0.000153	2.384946	0.0191
R-squared	0.472877	Mean dependent var		0.006054
Adjusted R-squared	0.444229	S.D. dependent var		0.007506
S.E. of regression	0.005596	Akaike info criterion		-7.474354
Sum squared resid	0.002881	Schwarz criterion		-7.316091
Log likelihood	372.2433	F-statistic		16.50649
Durbin-Watson stat	1.978517	Prob(F-statistic)		0.000000

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

- Test de Raíz Unitaria sobre la Primera Diferencia de la variable Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Null Hypothesis: DLTCR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.05549	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.588292	
5% level	-1.944072	
10% level	-1.614616	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DLTCR)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1983:3 2008:2
 Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTCR(-1)	-1.011155	0.100558	-10.05549	0.0000
R-squared	0.505266	Mean dependent var		-0.000469
Adjusted R-squared	0.505266	S.D. dependent var		0.092928
S.E. of regression	0.065363	Akaike info criterion		-2.607763
Sum squared resid	0.422963	Schwarz criterion		-2.581712
Log likelihood	131.3882	Durbin-Watson stat		1.972084

- Test de Raíz Unitaria sobre la variable Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Null Hypothesis: LTCCR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.845255	0.0556
Test critical values: 1% level	-3.496346	
5% level	-2.890327	
10% level	-2.582196	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCCR)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1983:2 2008:2
 Included observations: 101 after adjusting endpoints

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

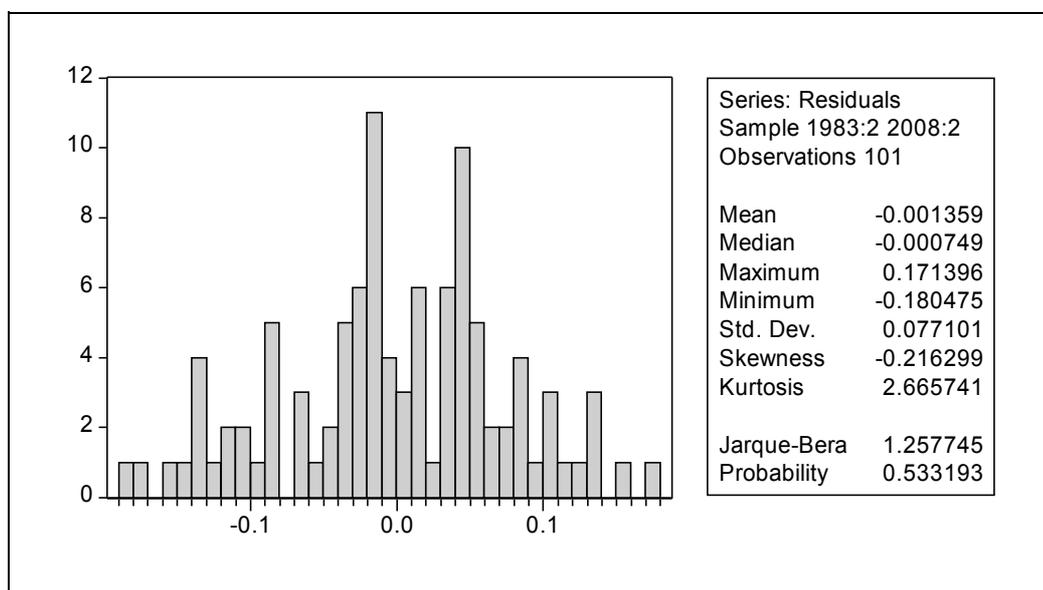
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCR(-1)	-0.150648	0.052947	-2.845255	0.0054
C	0.713953	0.250978	2.844677	0.0054
R-squared	0.075591	Mean dependent var		7.68E-05
Adjusted R-squared	0.066254	S.D. dependent var		0.065065
S.E. of regression	0.062872	Akaike info criterion		-2.675814
Sum squared resid	0.391342	Schwarz criterion		-2.624029
Log likelihood	137.1286	F-statistic		8.095476
Durbin-Watson stat	1.880251	Prob(F-statistic)		0.005393

3. Modelos Univariados

- Modelo Univariante de la variable Balanza Comercial

Dependent Variable: DLTB
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1983:2 2008:2
 Included observations: 101 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 19 iterations
 Backcast: 1982:3 1983:1

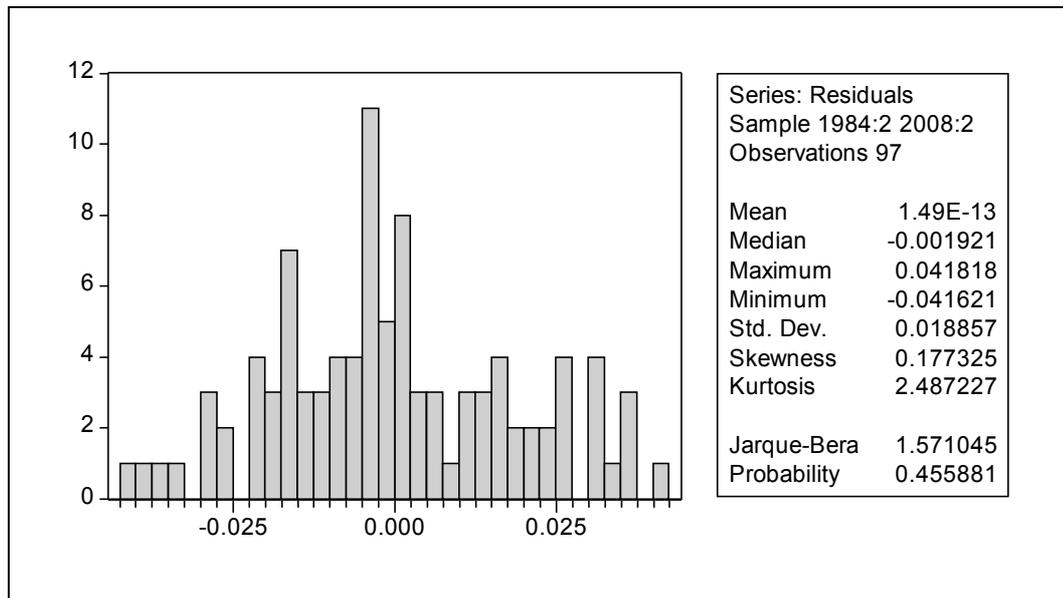
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003372	0.001455	-2.317344	0.0229
DSEAS1	-0.031374	0.013328	-2.353952	0.0209
DSEAS2	0.063658	0.013013	4.891754	0.0000
DSEAS3	0.014421	0.013200	1.092557	0.2777
D(FE=1983.3)	-0.279323	0.084552	-3.303550	0.0014
D(FE=1985.4)	0.341289	0.085722	3.981326	0.0001
D(FE>=1987.1)	-0.173990	0.058611	-2.968566	0.0039
D(FE>=1988.2)	0.233158	0.058928	3.956695	0.0002
D(FE=1989.4)	0.260898	0.084180	3.099283	0.0026
D(FE>=1991.1)	-0.270200	0.055310	-4.885153	0.0000
D(FE>=1992.4)	-0.205215	0.055455	-3.700565	0.0004
D(FE=1995.1)	0.187096	0.083143	2.250279	0.0270
D(FE>=2002.1)	0.349739	0.054201	6.452615	0.0000
D(FE=2002.4)	0.176471	0.083508	2.113229	0.0375
D(FE=2008.2)	-0.333505	0.086243	-3.867045	0.0002
MA(1)	-0.780514	0.086067	-9.068627	0.0000
MA(3)	-0.215659	0.088273	-2.443094	0.0167
R-squared	0.749838	Mean dependent var		-0.007711
Adjusted R-squared	0.702188	S.D. dependent var		0.154176
S.E. of regression	0.084137	Akaike info criterion		-1.960406
Sum squared resid	0.594642	Schwarz criterion		-1.520237
Log likelihood	116.0005	F-statistic		15.73638
Durbin-Watson stat	2.017610	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted MA Roots	1.00	-.11+.45i		-.11 -.45i



- Modelo Univariante de la variable Ingreso Doméstico

Dependent Variable: DLYD
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1984:2 2008:2
 Included observations: 97 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 8 iterations

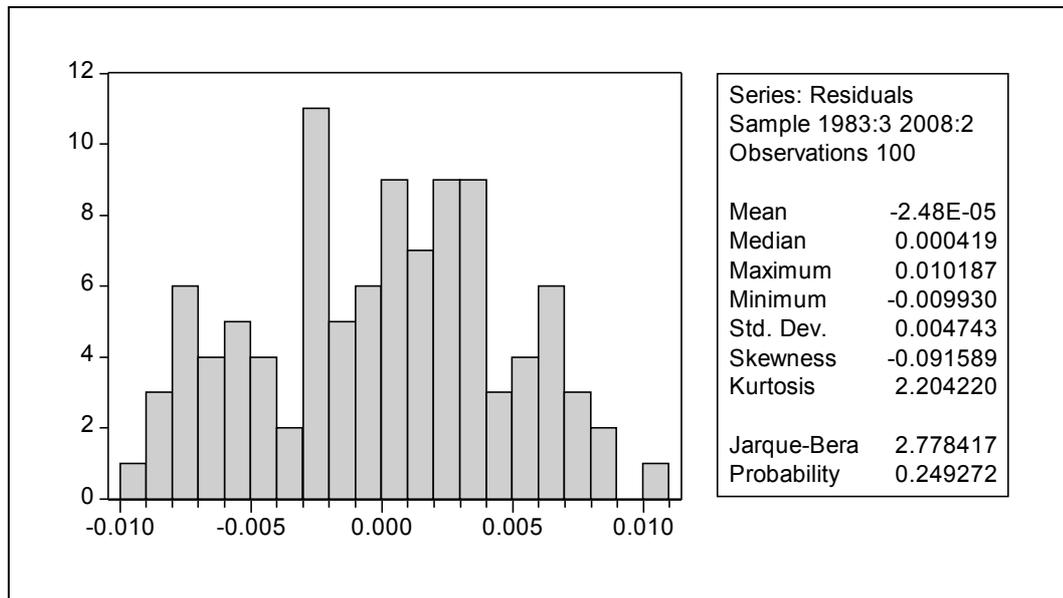
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010839	0.004480	2.419639	0.0177
DPASCUA	-0.003035	0.000426	-7.130204	0.0000
DSEAS1	-0.031982	0.005012	-6.381586	0.0000
DSEAS2	-0.017295	0.005089	-3.398491	0.0010
DSEAS3	-0.030230	0.005098	-5.929601	0.0000
D(FE>=1985.2)	-0.035429	0.018112	-1.956063	0.0538
D(FE>=1986.3)	0.043176	0.018069	2.389551	0.0191
D(FE>=1995.1)	-0.047015	0.017854	-2.633325	0.0101
D(FE>=1995.3)	-0.082451	0.017856	-4.617457	0.0000
D(FE>=2002.3)	-0.084810	0.018254	-4.646007	0.0000
D(FE>=2003.2)	0.046352	0.018155	2.553133	0.0125
D(FE>=2003.4)	0.051958	0.017897	2.903232	0.0047
AR(4)	0.536479	0.096674	5.549352	0.0000
R-squared	0.954408	Mean dependent var		0.008236
Adjusted R-squared	0.947895	S.D. dependent var		0.088315
S.E. of regression	0.020159	Akaike info criterion		-4.846154
Sum squared resid	0.034137	Schwarz criterion		-4.501090
Log likelihood	248.0385	F-statistic		146.5350
Durbin-Watson stat	1.811465	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.86			



- Modelo Univariante de la variable Ingreso del Resto del Mundo

Dependent Variable: DLYRM
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1983:3 2008:2
 Included observations: 100 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 13 iterations
 Backcast: 1983:1 1983:2

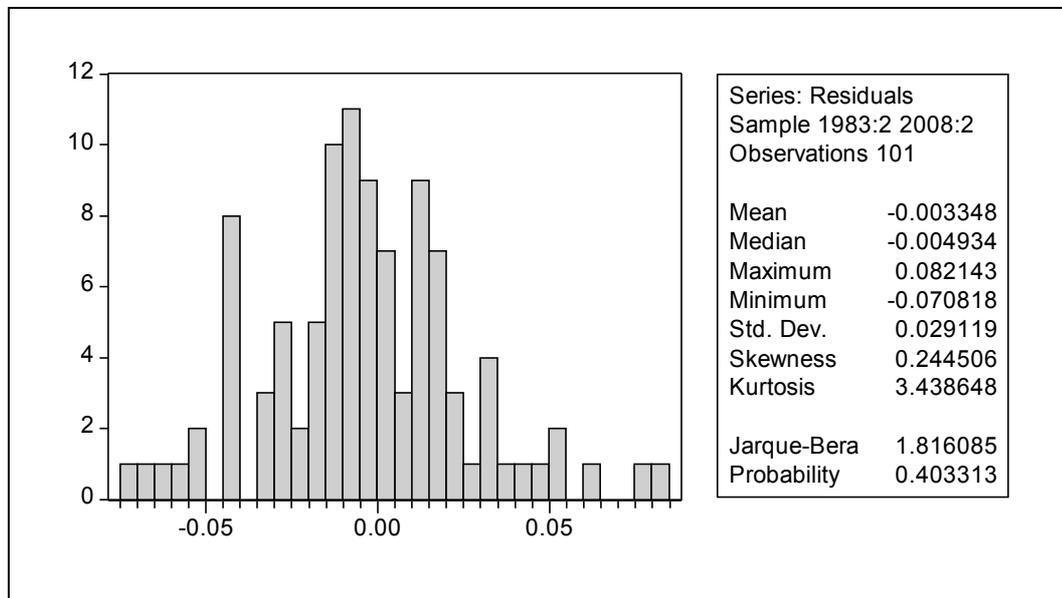
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005677	0.001982	2.864161	0.0052
DSEAS1	0.000298	0.000322	0.925684	0.3571
DSEAS2	-0.000273	0.000320	-0.853439	0.3957
DSEAS3	-0.000663	0.000315	-2.106002	0.0380
D(FE>=1984.2)	-0.008355	0.003906	-2.139250	0.0352
D(FE>=2001.1)	-0.009221	0.003815	-2.416961	0.0177
D(FE>=2002.1)	0.012485	0.003881	3.217117	0.0018
D(FE>=2002.2)	0.015432	0.003753	4.112052	0.0001
D(FE>=2003.4)	0.007252	0.003711	1.954071	0.0538
AR(1)	0.599305	0.093848	6.385896	0.0000
MA(2)	0.587738	0.093039	6.317092	0.0000
R-squared	0.621003	Mean dependent var		0.006344
Adjusted R-squared	0.578419	S.D. dependent var		0.007705
S.E. of regression	0.005003	Akaike info criterion		-7.654172
Sum squared resid	0.002227	Schwarz criterion		-7.367604
Log likelihood	393.7086	F-statistic		14.58301
Durbin-Watson stat	1.815636	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.60			



- Modelo Univariante de la variable Tipo de Cambio Real

Dependent Variable: DLTCR
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1983:2 2008:2
 Included observations: 101 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 13 iterations
 Backcast: 1982:3 1983:1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FE>=1983.4)	0.113007	0.049586	2.279018	0.0251
D(FE>=1984.1)	0.059024	0.028341	2.082634	0.0403
D(FE>=1984.3)	-0.082207	0.032688	-2.514925	0.0138
D(FE>=1986.3)	-0.084345	0.028338	-2.976391	0.0038
D(FE>=1986.4)	-0.097662	0.029064	-3.360169	0.0012
D(FE=1987.2)	0.057553	0.022901	2.513164	0.0138
D(FE>=1989.2)	-0.162268	0.032003	-5.070417	0.0000
D(FE>=1989.3)	0.171441	0.032389	5.293158	0.0000
D(FE>=1990.1)	0.148009	0.031611	4.682173	0.0000
D(FE>=1990.2)	0.229484	0.031610	7.259892	0.0000
D(FE>=1990.3)	0.170519	0.023068	7.392076	0.0000
D(FE>=1999.1)	-0.073710	0.025547	-2.885307	0.0049
D(FE>=2002.1)	-0.092938	0.023345	-3.981026	0.0001
D(FE>=2002.3)	0.261127	0.022633	11.53719	0.0000
MA(3)	0.700659	0.083572	8.383860	0.0000
R-squared	0.797031	Mean dependent var	7.68E-05	
Adjusted R-squared	0.763990	S.D. dependent var	0.065065	
S.E. of regression	0.031609	Akaike info criterion	-3.934491	
Sum squared resid	0.085925	Schwarz criterion	-3.546107	
Log likelihood	213.6918	Durbin-Watson stat	1.796077	
Inverted MA Roots	.44 -.77i	.44+.77i	-.89	



4. Análisis de Cointegración

Sample(adjusted): 1983:3 2008:2
 Included observations: 100 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LTB LYD LYRM LTCR
 Exogenous series: GRDSEAS
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.298729	62.94770	47.21	54.46
At most 1	0.149821	27.46163	29.68	35.65
At most 2	0.100473	11.23080	15.41	20.04
At most 3	0.006401	0.642159	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.298729	35.48608	27.07	32.24

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

At most 1	0.149821	16.23082	20.97	25.52
At most 2	0.100473	10.58865	14.07	18.63
At most 3	0.006401	0.642159	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LTB	LYD	LYRM	LTCR
3.265370	11.11894	-7.555904	7.681840
6.980496	10.22558	-7.008969	-5.977311
0.592664	-11.12139	13.97326	1.474789
1.598274	6.874981	-0.791361	-2.346652

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LTB)	-0.044074	-0.035597	0.003358	-0.001665
D(LYD)	0.009549	-0.002640	0.005095	-0.001296
D(LYRM)	-0.000556	0.000242	-0.001077	-0.000356
D(LTCR)	-0.020509	0.012951	0.011520	-0.000867

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 805.0842

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	3.405108	-2.313950	2.352518
	(0.69121)	(0.74747)	(0.48270)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.143917
	(0.03986)
D(LYD)	0.031183
	(0.00957)
D(LYRM)	-0.001816
	(0.00195)
D(LTCR)	-0.066970
	(0.02038)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 813.1996

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	0.000000	-0.015122	-3.278946
		(0.43122)	(0.70212)
0.000000	1.000000	-0.675112	1.653828
		(0.18531)	(0.30173)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.392399	-0.854049
	(0.08958)	(0.17559)
D(LYD)	0.012753	0.079183

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

	(0.02248)	(0.04406)
D(LYRM)	-0.000128	-0.003710
	(0.00460)	(0.00901)
D(LTCR)	0.023438	-0.095602
	(0.04695)	(0.09203)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 818.4939

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	0.000000	0.000000	-3.228002
			(0.67778)
0.000000	1.000000	0.000000	3.928273
			(0.74223)
0.000000	0.000000	1.000000	3.368989
			(0.72524)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.390409	-0.891395	0.629435
	(0.08980)	(0.21795)	(0.20174)
D(LYD)	0.015772	0.022519	0.017544
	(0.02217)	(0.05379)	(0.04979)
D(LYRM)	-0.000766	0.008263	-0.012537
	(0.00453)	(0.01099)	(0.01017)
D(LTCR)	0.030266	-0.223724	0.225164
	(0.04616)	(0.11202)	(0.10368)

5. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido)

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1983:3 2008:2

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CoIntEq1
LTB(-1)	1.000000
LYD(-1)	3.385341
	(0.63440)
	[5.33633]
LYRM(-1)	-2.078683
	(0.67542)
	[-3.07762]
LTCR(-1)	1.993252
	(0.49189)
	[4.05220]
C	-16.86401

Error Correction:	D(LTB)	D(LYD)	D(LYRM)	D(LTCR)
-------------------	--------	--------	---------	---------

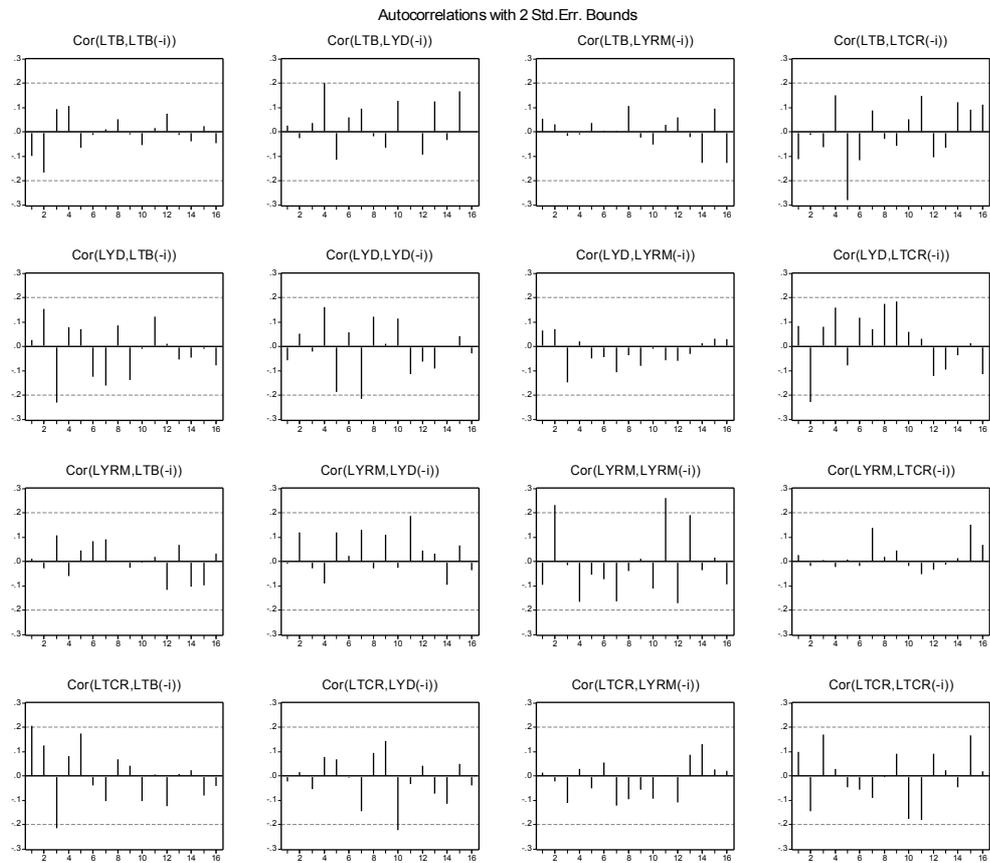
Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

CointEq1	-0.083951 (0.03927) [-2.13774]	0.022815 (0.01099) [2.07530]	-0.001143 (0.00237) [-0.48289]	-0.055341 (0.01437) [-3.85175]
D(LTB(-1))	-0.403139 (0.07715) [-5.22519]	-0.006235 (0.02160) [-0.28871]	0.004737 (0.00465) [1.01848]	-0.029027 (0.02823) [-1.02833]
D(LYD(-1))	-0.354752 (0.39800) [-0.89133]	-0.247860 (0.11141) [-2.22466]	0.016318 (0.02399) [0.68011]	0.279703 (0.14561) [1.92085]
D(LYRM(-1))	1.606930 (1.41848) [1.13286]	0.301069 (0.39708) [0.75821]	0.722939 (0.08551) [8.45441]	1.116840 (0.51897) [2.15204]
D(LTCR(-1))	0.306102 (0.18482) [1.65621]	-0.070168 (0.05174) [-1.35623]	-0.010514 (0.01114) [-0.94367]	-0.012084 (0.06762) [-0.17870]
C	-0.011369 (0.01421) [-0.79976]	0.010111 (0.00398) [2.54083]	0.001372 (0.00086) [1.60078]	-0.015204 (0.00520) [-2.92343]
DSEAS1	0.004227 (0.03394) [0.12452]	-0.014524 (0.00950) [-1.52852]	-0.001617 (0.00205) [-0.79041]	-0.009780 (0.01242) [-0.78753]
DSEAS2	0.036821 (0.01768) [2.08260]	-0.033109 (0.00495) [-6.68953]	0.000182 (0.00107) [0.17076]	0.015588 (0.00647) [2.40983]
DSEAS3	0.016771 (0.01535) [1.09224]	-0.033031 (0.00430) [-7.68452]	-0.000419 (0.00093) [-0.45223]	-0.001143 (0.00562) [-0.20345]
D(FE>=1983.3)	-0.344657 (0.10094) [-3.41440]	-0.037560 (0.02826) [-1.32922]	0.007743 (0.00609) [1.27240]	-0.082996 (0.03693) [-2.24734]
D(FE=1985.4)	0.275092 (0.07303) [3.76679]	0.002522 (0.02044) [0.12339]	0.001569 (0.00440) [0.35632]	0.018911 (0.02672) [0.70776]
D(FE>=1987.1)	-0.353725 (0.10127) [-3.49304]	0.027468 (0.02835) [0.96896]	0.003826 (0.00610) [0.62672]	0.063414 (0.03705) [1.71162]
D(FE>=1989.2)	0.013740 (0.10077) [0.13635]	-0.002564 (0.02821) [-0.09091]	-0.004708 (0.00607) [-0.77506]	-0.209045 (0.03687) [-5.67030]
D(FE>=1989.3)	0.060089 (0.10837) [0.55448]	-0.014982 (0.03034) [-0.49387]	-0.005924 (0.00653) [-0.90679]	0.177819 (0.03965) [4.48489]

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

D(FE>=1990.1)	-0.107189 (0.10225) [-1.04828]	-0.025228 (0.02862) [-0.88134]	0.000895 (0.00616) [0.14522]	0.139245 (0.03741) [3.72207]
D(FE>=1990.2)	-0.170145 (0.10467) [-1.62551]	-0.036691 (0.02930) [-1.25220]	0.004319 (0.00631) [0.68455]	0.210119 (0.03830) [5.48678]
D(FE>=1990.3)	0.022266 (0.10895) [0.20437]	0.042652 (0.03050) [1.39848]	0.002629 (0.00657) [0.40032]	0.173076 (0.03986) [4.34201]
D(FE>=1991.1)	-0.323856 (0.10476) [-3.09129]	-0.041298 (0.02933) [-1.40817]	-0.007510 (0.00632) [-1.18911]	-0.040992 (0.03833) [-1.06947]
D(FE=1995.1)	0.163550 (0.07260) [2.25284]	-0.025052 (0.02032) [-1.23274]	-0.003119 (0.00438) [-0.71272]	-0.018965 (0.02656) [-0.71403]
D(FE=1999.1)	-0.020437 (0.07277) [-0.28084]	-0.012517 (0.02037) [-0.61446]	0.003127 (0.00439) [0.71288]	-0.067182 (0.02662) [-2.52334]
D(FE>=2002.1)	0.263615 (0.10729) [2.45704]	-0.031416 (0.03003) [-1.04600]	0.017684 (0.00647) [2.73412]	-0.127048 (0.03925) [-3.23662]
D(FE>=2002.3)	0.147270 (0.10472) [1.40629]	-0.111035 (0.02932) [-3.78756]	-0.006135 (0.00631) [-0.97175]	0.255788 (0.03831) [6.67607]
R-squared	0.686456	0.925478	0.541155	0.765180
Adj. R-squared	0.602040	0.905414	0.417619	0.701959
Sum sq. resids	0.742084	0.058152	0.002697	0.099332
S.E. equation	0.097539	0.027305	0.005880	0.035686
F-statistic	8.131851	46.12689	4.380568	12.10331
Log likelihood	103.2793	230.5990	384.1494	203.8289
Akaike AIC	-1.625586	-4.171980	-7.242989	-3.636578
Schwarz SC	-1.052448	-3.598843	-6.669851	-3.063441
Mean dependent	-0.008719	0.008040	0.006344	-0.000103
S.D. dependent	0.154618	0.088782	0.007705	0.065367
Determinant Residual		2.76E-13		
Covariance				
Log Likelihood		928.1212		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		878.4290		
Akaike Information Criteria		-15.72858		
Schwarz Criteria		-13.33182		

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)



VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 100

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.71982	0.4039

Probs from chi-square with 16 df.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1983:1 2008:2

Included observations: 100

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.108532	0.196321	1	0.6577
2	0.241724	0.973840	1	0.3237
3	-0.081047	0.109477	1	0.7407
4	-0.235428	0.923775	1	0.3365
Joint		2.203413	4	0.6984

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
-----------	----------	--------	----	-------

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

1	1.744692	6.565828	1	0.0104
2	1.842505	5.582481	1	0.0181
3	2.221492	2.525309	1	0.1120
4	2.186466	2.757656	1	0.0968
Joint		17.43127	4	0.0016

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.762150	2	0.0340
2	6.556320	2	0.0377
3	2.634786	2	0.2678
4	3.681432	2	0.1587
Joint	19.63469	8	0.0118

	RESID01	RESID02	RESID03	RESID04
Mean	-0.004283	-0.000191	-0.000206	0.001740
Median	0.007413	-7.63E-17	8.78E-18	6.94E-17
Maximum	0.229464	0.064378	0.010721	0.067710
Minimum	-0.222379	-0.049008	-0.016993	-0.045179
Std. Dev.	0.082533	0.024226	0.005128	0.024962
Skewness	-0.317487	0.370557	-0.471991	0.353746
Kurtosis	3.065039	2.647845	3.505619	2.854947
Jarque-Bera	1.256221	2.075899	3.535817	1.608219
Probability	0.533599	0.354180	0.170690	0.447486
Sum	-0.316931	-0.014126	-0.015272	0.128754
Sum Sq. Dev.	0.497248	0.042843	0.001920	0.045485
Observations	74	74	74	74

6. Análisis de Cointegración (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LTB LYD LYRM LTCR

Exogenous series: GRDSEAS

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
------------------------------	------------	--------------------	-----------------------------	-----------------------------

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

None **	0.646291	112.2766	47.21	54.46
At most 1 *	0.291258	35.36971	29.68	35.65
At most 2	0.117065	9.894160	15.41	20.04
At most 3	0.009159	0.680904	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.646291	76.90687	27.07	32.24
At most 1 *	0.291258	25.47555	20.97	25.52
At most 2	0.117065	9.213256	14.07	18.63
At most 3	0.009159	0.680904	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

LTB	LYD	LYRM	LTCR
-6.141937	1.235912	2.297895	10.07617
-5.454343	-10.81363	6.557142	-4.321817
-3.013585	-15.97645	15.23699	3.645036
-2.284067	-5.381013	-2.778887	2.504455

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LTB)	0.025753	0.048510	0.016539	0.000908
D(LYD)	0.007264	-0.011725	0.006088	0.000725
D(LYRM)	1.33E-07	0.000707	-0.000466	0.000510
D(LTCR)	-0.040101	0.003585	0.004966	-0.000180

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 648.6239

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	-0.201225	-0.374132	-1.640553
	(0.23609)	(0.20610)	(0.15144)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.158172
	(0.07942)
D(LYD)	-0.044614
	(0.02253)
D(LYRM)	-8.16E-07
	(0.00431)
D(LTCR)	0.246298
	(0.02570)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 661.3617

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	0.000000	-0.450433	-1.416373
		(0.11570)	(0.13013)
0.000000	1.000000	-0.379181	1.114076
		(0.14618)	(0.16440)

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.422764 (0.09402)	-0.492744 (0.12458)
D(LYD)	0.019338 (0.02767)	0.135768 (0.03666)
D(LYRM)	-0.003859 (0.00571)	-0.007649 (0.00757)
D(LTCR)	0.226745 (0.03418)	-0.088327 (0.04529)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 665.9683

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LTB	LYD	LYRM	LTCR
1.000000	0.000000	0.000000	-0.427257 (0.25188)
0.000000	1.000000	0.000000	1.946729 (0.30716)
0.000000	0.000000	1.000000	2.195924 (0.49137)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LTB)	-0.472605 (0.09853)	-0.756973 (0.21769)	0.629266 (0.18858)
D(LYD)	0.000992 (0.02872)	0.038507 (0.06346)	0.032568 (0.05497)
D(LYRM)	-0.002456 (0.00607)	-0.000210 (0.01340)	-0.002456 (0.01161)
D(LTCR)	0.211780 (0.03601)	-0.167663 (0.07956)	0.007022 (0.06892)

7. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores No Restringido (VECM No Restringido) – (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LTB(-1)	1.000000
LYD(-1)	0.011492 (0.25939) [0.04430]
LYRM(-1)	-0.520330 (0.21134) [-2.46208]

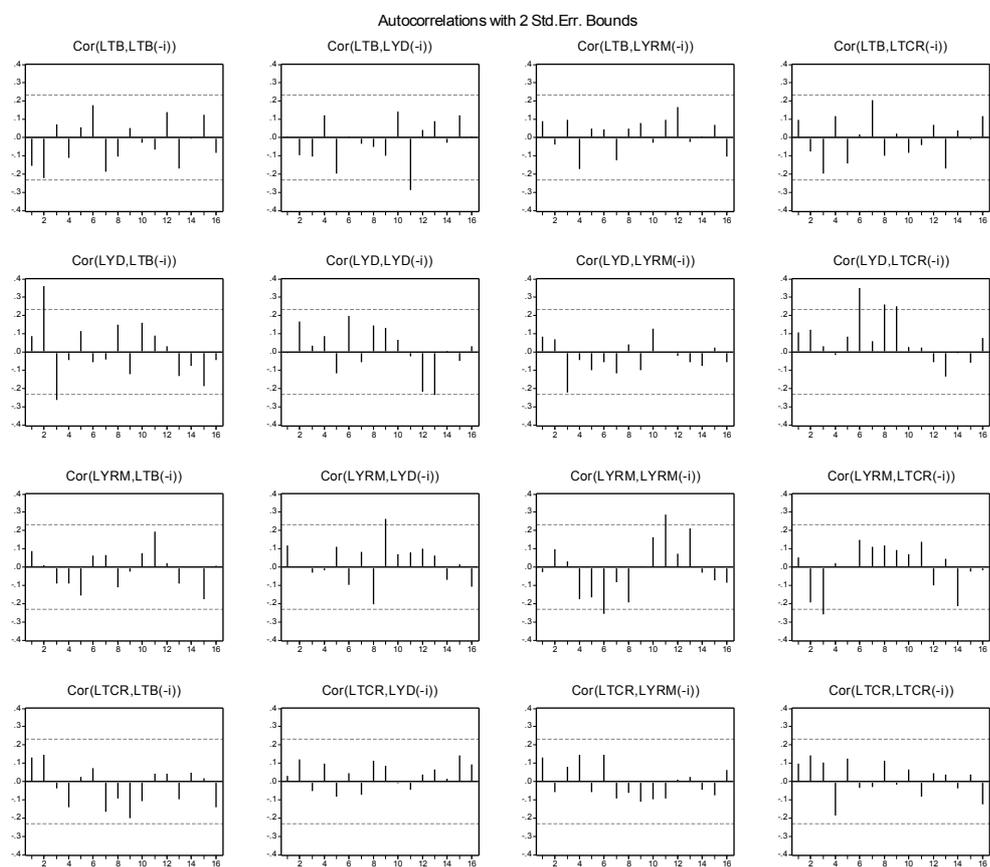
Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

LTCR(-1)	-1.834318 (0.16305) [-11.2503]			
C	11.19342			
Error Correction:	D(LTB)	D(LYD)	D(LYRM)	D(LTCR)
CointEq1	-0.167229 (0.07384) [-2.26486]	-0.034253 (0.02341) [-1.46308]	0.001694 (0.00423) [0.40023]	0.142163 (0.01672) [8.50354]
D(LTB(-1))	-0.357685 (0.10462) [-3.41876]	0.014175 (0.03317) [0.42730]	0.001750 (0.00600) [0.29193]	-0.096087 (0.02369) [-4.05617]
D(LYD(-1))	-1.092433 (0.35185) [-3.10479]	-0.198089 (0.11156) [-1.77556]	0.006384 (0.02016) [0.31658]	0.006710 (0.07967) [0.08423]
D(LYRM(-1))	2.472976 (1.42372) [1.73698]	0.693944 (0.45143) [1.53722]	0.800518 (0.08159) [9.81101]	0.016712 (0.32236) [0.05184]
D(LTCR(-1))	0.200509 (0.24504) [0.81826]	0.001707 (0.07770) [0.02197]	-0.018713 (0.01404) [-1.33247]	0.197945 (0.05548) [3.56765]
C	-0.023596 (0.01294) [-1.82296]	0.005747 (0.00410) [1.40018]	0.001046 (0.00074) [1.41009]	-0.004622 (0.00293) [-1.57722]
DSEAS1	0.039154 (0.03345) [1.17049]	-0.019258 (0.01061) [-1.81571]	-0.001560 (0.00192) [-0.81364]	0.000519 (0.00757) [0.06853]
DSEAS2	0.022510 (0.01787) [1.25963]	-0.032767 (0.00567) [-5.78272]	0.001133 (0.00102) [1.10662]	0.007213 (0.00405) [1.78269]
DSEAS3	0.021841 (0.01544) [1.41460]	-0.030997 (0.00490) [-6.33180]	-0.000612 (0.00088) [-0.69173]	0.003474 (0.00350) [0.99372]
D(FE>=1990.2)	-0.092974 (0.11212) [-0.82922]	-0.023893 (0.03555) [-0.67207]	0.001723 (0.00643) [0.26819]	0.080371 (0.02539) [3.16583]
D(FE>=1990.3)	0.018758 (0.10053) [0.18660]	0.040072 (0.03187) [1.25719]	0.004443 (0.00576) [0.77120]	0.073296 (0.02276) [3.22022]
D(FE>=1991.1)	-0.375679 (0.08452) [-4.44474]	-0.014140 (0.02680) [-0.52761]	-0.008340 (0.00484) [-1.72166]	-0.072831 (0.01914) [-3.80564]

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

D(FE>=1994.3)	0.057217 (0.08642) [0.66207]	0.014790 (0.02740) [0.53974]	-0.000430 (0.00495) [-0.08684]	0.069518 (0.01957) [3.55275]
D(FE=1995.1)	0.164364 (0.06096) [2.69625]	-0.025876 (0.01933) [-1.33870]	-0.002928 (0.00349) [-0.83815]	0.002969 (0.01380) [0.21512]
D(FE=1999.1)	-0.017222 (0.06137) [-0.28062]	-0.009364 (0.01946) [-0.48119]	0.004450 (0.00352) [1.26529]	-0.074360 (0.01390) [-5.35128]
D(FE>=2001.1)	0.144549 (0.08477) [1.70520]	0.022641 (0.02688) [0.84236]	-0.017128 (0.00486) [-3.52566]	-0.006131 (0.01919) [-0.31942]
D(FE>=2002.1)	0.334048 (0.08912) [3.74812]	-0.028818 (0.02826) [-1.01980]	0.019653 (0.00511) [3.84773]	-0.127912 (0.02018) [-6.33868]
D(FE>=2002.3)	0.283909 (0.09343) [3.03867]	-0.116068 (0.02962) [-3.91792]	-0.005457 (0.00535) [-1.01916]	0.224905 (0.02116) [10.6313]
D(FE=2002.4)	0.060973 (0.07235) [0.84280]	-0.041216 (0.02294) [-1.79677]	-0.002058 (0.00415) [-0.49628]	-0.059742 (0.01638) [-3.64712]
D(FE=2003.2)	0.000102 (0.06138) [0.00166]	0.020562 (0.01946) [1.05653]	-0.012324 (0.00352) [-3.50334]	0.027170 (0.01390) [1.95503]
D(FE>=2003.4)	0.050471 (0.08396) [0.60112]	0.049793 (0.02662) [1.87038]	0.006497 (0.00481) [1.35021]	0.073294 (0.01901) [3.85544]
D(FE=2008.2)	-0.284919 (0.08339) [-3.41657]	0.075269 (0.02644) [2.84656]	-0.014442 (0.00478) [-3.02178]	-0.017499 (0.01888) [-0.92675]
R-squared	0.773447	0.944663	0.750777	0.926979
Adj. R-squared	0.681954	0.922315	0.650130	0.897490
Sum sq. resids	0.337652	0.033946	0.001109	0.017310
S.E. equation	0.080581	0.025550	0.004618	0.018245
F-statistic	8.453656	42.27090	7.459466	31.43460
Log likelihood	94.42132	179.4189	306.0079	204.3377
Akaike AIC	-1.957333	-4.254564	-7.675890	-4.928046
Schwarz SC	-1.272341	-3.569572	-6.990898	-4.243054
Mean dependent	-0.011909	0.006788	0.005324	0.000475
S.D. dependent	0.142886	0.091670	0.007807	0.056986
Determinant Residual Covariance		2.75E-14		
Log Likelihood		787.4698		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		735.2522		
Akaike Information Criteria		-17.38520		
Schwarz Criteria		-14.52068		

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.12585	0.5893

Probs from chi-square with 16 df.

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 H0: residuals are multivariate normal
 Sample: 1990:1 2008:2
 Included observations: 74

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.197854	0.482805	1	0.4872
2	-0.072301	0.064472	1	0.7996
3	0.007142	0.000629	1	0.9800
4	0.090979	0.102084	1	0.7493
Joint		0.649990	4	0.9573

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.811343	4.356457	1	0.0369
2	1.139375	10.67427	1	0.0011
3	1.248838	9.455252	1	0.0021
4	1.655126	5.576782	1	0.0182
Joint		30.06276	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.839262	2	0.0890
2	10.73874	2	0.0047
3	9.455881	2	0.0088
4	5.678866	2	0.0585
Joint	30.71275	8	0.0002

	RESID05	RESID06	RESID07	RESID08
Mean	0.000000	-3.75E-18	-2.87E-20	1.39E-18
Median	3.47E-18	-3.82E-17	8.67E-19	7.37E-18
Maximum	0.180784	0.043760	0.008184	0.038270
Minimum	-0.189159	-0.049246	-0.008322	-0.041275
Std. Dev.	0.068010	0.021564	0.003898	0.015399
Skewness	-0.335883	-0.093432	0.002140	0.152126
Kurtosis	3.668238	2.442028	2.531195	3.749688
Jarque-Bera	2.768253	1.067609	0.677706	2.018358
Probability	0.250543	0.586370	0.712587	0.364518
Sum	0.000000	-2.71E-16	-1.08E-18	7.11E-17
Sum Sq. Dev.	0.337652	0.033946	0.001109	0.017310
Observations	74	74	74	74

8. Contrastes de Exclusión (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

- Contraste de Exclusión: Logaritmo de la Balanza Comercial

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=0$

Convergence achieved after 10 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 33.82695

Probability 0.000000

- Contraste de Exclusión: Logaritmo del Ingreso Doméstico

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,2)=0$

Convergence achieved after 1 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.001602

Probability 0.968073

- Contraste de Exclusión: Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,3)=0$

Convergence achieved after 5 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 4.485965

Probability 0.034174

- Contraste de Exclusión: Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,4)=0$$

Convergence achieved after 6 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	52.10225
---------------	----------

Probability	0.000000
-------------	----------

9. Contrastes de Homogeneidad (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

- Contraste de Homogeneidad: Logaritmo del Ingreso Doméstico

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=-B(1,2)$$

Convergence achieved after 9 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	6.378291
---------------	----------

Probability	0.011552
-------------	----------

- Contraste de Homogeneidad: Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=-B(1,3)$$

Convergence achieved after 8 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	6.136976
---------------	----------

Probability	0.013238
-------------	----------

- Contraste de Homogeneidad: Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=-B(1,4)$$

Convergence achieved after 6 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 19.80826

Probability 0.000009

10. Contrastes de Exogeneidad Débil (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

- Contraste de Exogeneidad Débil: Logaritmo de la Balanza Comercial

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(1,1)=0$$

Convergence achieved after 9 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 6.654270

Probability 0.009892

- Contraste de Exogeneidad Débil: Logaritmo del Ingreso Doméstico

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 8 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.468142

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Probability	0.116175
-------------	----------

- Contraste de Exogeneidad Débil: Logaritmo del Ingreso del Resto del Mundo

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

A(3,1)=0

Convergence achieved after 7 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.221062
---------------	----------

Probability	0.638232
-------------	----------

- Contraste de Exogeneidad Débil: Logaritmo del Tipo de Cambio Real

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

A(4,1)=0

Convergence achieved after 26 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	49.34473
---------------	----------

Probability	0.000000
-------------	----------

11. Contrastes de Exogeneidad Fuerte (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1990:1 2008:2

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLTCR does not Granger Cause DLTB	74	2.75298	0.03528
DLTB does not Granger Cause DLTCR		2.27428	0.07067
DLYD does not Granger Cause DLTB	74	2.28140	0.06995
DLTB does not Granger Cause DLYD		0.22061	0.92601
DLYRM does not Granger Cause DLTB	74	2.97619	0.02550
DLTB does not Granger Cause DLYRM		0.56816	0.68664
DLYD does not Granger Cause DLTCR	74	2.20282	0.07836
DLTCR does not Granger Cause DLYD		1.64617	0.17336
DLYRM does not Granger Cause DLTCR	74	1.77109	0.14537

DLTCR does not Granger Cause DLYRM		1.39262	0.24634
DLYRM does not Granger Cause DLYD	74	0.63638	0.63839
DLYD does not Granger Cause DLYRM		0.29730	0.87869

12. Estimación del Modelo Vectorial con Mecanismo de Corrección de Errores Restringido (VECM Restringido) (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, B(1,2)=0, A(2,1)=0, A(3,1)=0$

Convergence achieved after 8 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3) 2.615695

Probability 0.454745

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LTB(-1)	1.000000			
LYD(-1)	0.000000			
LYRM(-1)	-0.474307 (0.11523) [-4.11606]			
LTCR(-1)	-1.715756 (0.13835) [-12.4017]			
C	10.48122			
Error Correction:	D(LTB)	D(LYD)	D(LYRM)	D(LTCR)
CointEq1	-0.191181 (0.07620) [-2.50902]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.154295 (0.01683) [9.16552]
D(LTB(-1))	-0.349879 (0.10534) [-3.32133]	0.009130 (0.03372) [0.27074]	0.002097 (0.00606) [0.34621]	-0.100378 (0.02360) [-4.25346]
D(LYD(-1))	-1.077033 (0.34892) [-3.08676]	-0.187678 (0.11170) [-1.68019]	0.005762 (0.02007) [0.28718]	-0.008944 (0.07817) [-0.11442]
D(LYRM(-1))	2.403779 (1.42003) [1.69276]	0.682289 (0.45460) [1.50086]	0.801057 (0.08166) [9.80953]	0.074648 (0.31812) [0.23465]

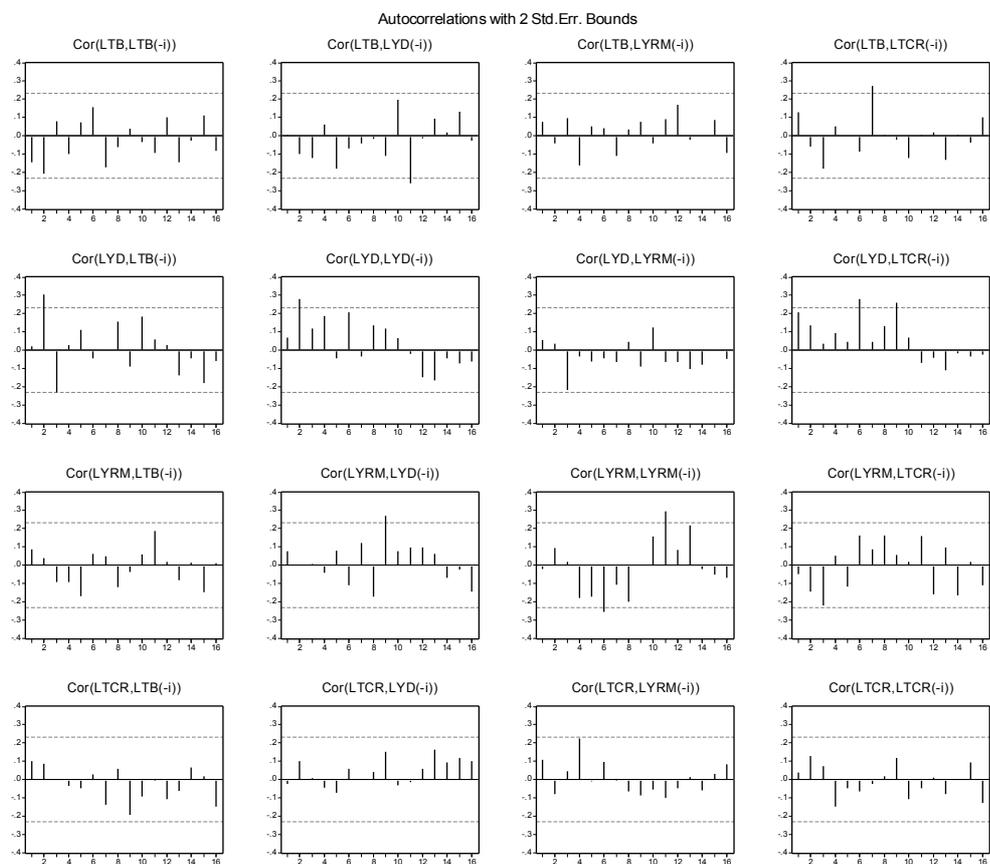
Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

D(LTCR(-1))	0.212728 (0.24339) [0.87401]	0.007605 (0.07792) [0.09760]	-0.019054 (0.01400) [-1.36132]	0.186359 (0.05453) [3.41784]
C	-0.023453 (0.01290) [-1.81748]	0.005840 (0.00413) [1.41379]	0.001040 (0.00074) [1.40211]	-0.004767 (0.00289) [-1.64912]
DSEAS1	0.038246 (0.03314) [1.15394]	-0.020449 (0.01061) [-1.92728]	-0.001486 (0.00191) [-0.77978]	0.001646 (0.00742) [0.22170]
DSEAS2	0.022798 (0.01777) [1.28282]	-0.032341 (0.00569) [-5.68445]	0.001107 (0.00102) [1.08309]	0.006839 (0.00398) [1.71780]
DSEAS3	0.021942 (0.01533) [1.43085]	-0.030474 (0.00491) [-6.20771]	-0.000645 (0.00088) [-0.73175]	0.003211 (0.00344) [0.93465]
D(FE>=1990.2)	-0.086573 (0.11242) [-0.77007]	-0.028741 (0.03599) [-0.79860]	0.002053 (0.00647) [0.31763]	0.077104 (0.02518) [3.06150]
D(FE>=1990.3)	0.022636 (0.10047) [0.22530]	0.038911 (0.03216) [1.20977]	0.004529 (0.00578) [0.78387]	0.070689 (0.02251) [3.14066]
D(FE>=1991.1)	-0.370929 (0.08427) [-4.40182]	-0.013181 (0.02698) [-0.48861]	-0.008387 (0.00485) [-1.73071]	-0.076864 (0.01888) [-4.07169]
D(FE>=1994.3)	0.055766 (0.08613) [0.64746]	0.013968 (0.02757) [0.50657]	-0.000382 (0.00495) [-0.07708]	0.070937 (0.01930) [3.67642]
D(FE=1995.1)	0.164013 (0.06080) [2.69777]	-0.025775 (0.01946) [-1.32434]	-0.002936 (0.00350) [-0.83970]	0.003207 (0.01362) [0.23549]
D(FE=1999.1)	-0.018207 (0.06121) [-0.29743]	-0.009354 (0.01960) [-0.47735]	0.004447 (0.00352) [1.26320]	-0.073597 (0.01371) [-5.36687]
D(FE>=2001.1)	0.142742 (0.08445) [1.69034]	0.021563 (0.02703) [0.79762]	-0.017064 (0.00486) [-3.51396]	-0.004345 (0.01892) [-0.22966]
D(FE>=2002.1)	0.329833 (0.08891) [3.70982]	-0.029451 (0.02846) [-1.03472]	0.019681 (0.00511) [3.84935]	-0.124411 (0.01992) [-6.24637]
D(FE>=2002.3)	0.285627 (0.09305) [3.06970]	-0.119525 (0.02979) [-4.01263]	-0.005230 (0.00535) [-0.97749]	0.224789 (0.02084) [10.7841]

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

D(FE=2002.4)	0.059226 (0.07220) [0.82026]	-0.040833 (0.02311) [-1.76654]	-0.002087 (0.00415) [-0.50275]	-0.058518 (0.01618) [-3.61781]
D(FE=2003.2)	0.000930 (0.06123) [0.01518]	0.019849 (0.01960) [1.01264]	-0.012275 (0.00352) [-3.48633]	0.026778 (0.01372) [1.95228]
D(FE>=2003.4)	0.054502 (0.08375) [0.65081]	0.050460 (0.02681) [1.88216]	0.006466 (0.00482) [1.34270]	0.069923 (0.01876) [3.72709]
D(FE=2008.2)	-0.284600 (0.08317) [-3.42210]	0.075208 (0.02662) [2.82485]	-0.014437 (0.00478) [-3.01870]	-0.017726 (0.01863) [-0.95141]
R-squared	0.774692	0.943901	0.750445	0.928912
Adj. R-squared	0.683702	0.921245	0.649663	0.900204
Sum sq. resids	0.335796	0.034414	0.001110	0.016852
S.E. equation	0.080359	0.025726	0.004621	0.018002
F-statistic	8.514053	41.66316	7.446230	32.35662
Log likelihood	94.62522	178.9129	305.9586	205.3303
Akaike AIC	-1.962844	-4.240890	-7.674557	-4.954873
Schwarz SC	-1.277851	-3.555897	-6.989565	-4.269880
Mean dependent	-0.011909	0.006788	0.005324	0.000475
S.D. dependent	0.142886	0.091670	0.007807	0.056986
Determinant Residual Covariance		2.77E-14		
Log Likelihood		786.1619		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		734.9973		
Akaike Information Criteria		-17.37831		
Schwarz Criteria		-14.51379		

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.63941	0.4093

Probs from chi-square with 16 df.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1990:1 2008:2

Included observations: 74

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.205738	0.522046	1	0.4700
2	-0.027782	0.009519	1	0.9223
3	-0.020297	0.005081	1	0.9432
4	0.071336	0.062763	1	0.8022
Joint		0.599409	4	0.9631

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.777373	4.609016	1	0.0318
2	1.102737	11.09878	1	0.0009
3	1.244582	9.501272	1	0.0021
4	1.670728	5.448140	1	0.0196
Joint		30.65721	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.131062	2	0.0769
2	11.10830	2	0.0039
3	9.506353	2	0.0086
4	5.510903	2	0.0636
Joint	31.25662	8	0.0001

	RESID09	RESID10	RESID11	RESID12
Mean	-1.52E-17	2.41E-17	-1.21E-18	2.45E-18
Median	-0.000273	-0.000987	-1.09E-05	-0.000442
Maximum	0.180162	0.042803	0.008256	0.037421
Minimum	-0.187524	-0.049449	-0.008612	-0.040573
Std. Dev.	0.067859	0.022399	0.003908	0.015217
Skewness	-0.349266	-0.040178	-0.025739	0.123604
Kurtosis	3.599444	2.288551	2.533968	3.709272
Jarque-Bera	2.612449	1.580566	0.677827	1.739551
Probability	0.270841	0.453716	0.712544	0.419046
Sum	-1.19E-15	1.59E-15	-7.78E-17	1.72E-16
Sum Sq. Dev.	0.336157	0.036624	0.001115	0.016904
Observations	74	74	74	74

13. Análisis Impulso-Respuesta (Sub-muestra 1990.I-2008.II)

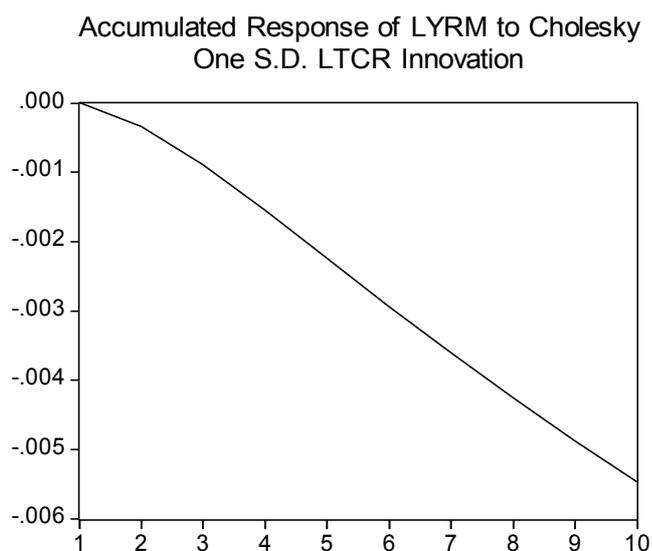
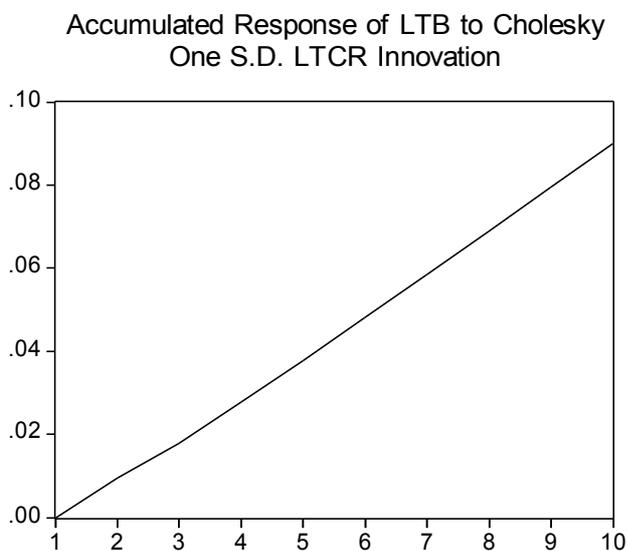
- Efectos de una perturbación en el Tipo de Cambio Real y el Ingreso del Resto del Mundo sobre la Balanza Comercial

Period	LYRM	LTCR
--------	------	------

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

1	0.000000	0.000000
2	0.011076	0.009510
3	0.011152	0.008408
4	0.015067	0.009929
5	0.016654	0.009979
6	0.018388	0.010256
7	0.019599	0.010352
8	0.020595	0.010435
9	0.021369	0.010486
10	0.021982	0.010523

Cholesky Ordering: LTB LYD LYRM LTCR



14. Descomposición de Varianza de Errores de Predicción (Submuestra 1990.I-2008.II)

Variance Decomposition of LTB:

Period	S.E.	LTB	LYD	LYRM	LTCR
1	0.080359	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.094602	90.42441	7.194124	1.370842	1.010621
3	0.107068	90.57286	5.866275	2.155152	1.405715

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

4	0.117520	88.72994	5.957014	3.432505	1.880536
5	0.126958	87.51505	5.594006	4.661860	2.229084
6	0.135766	86.19019	5.378956	5.911002	2.519853
7	0.144046	84.97677	5.165962	7.102277	2.754986
8	0.151917	83.84197	4.986166	8.223167	2.948702
9	0.159434	82.80017	4.827646	9.262399	3.109787
10	0.166645	81.84803	4.688598	10.21815	3.245226

Cholesky Ordering: LTB LYD LYRM LTCR

ANEXO I - Derivación de la Condición Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM)²⁰

Se define las siguientes variables:

S = oferta de moneda extranjera

D = demanda de moneda extranjera

X = valor de las exportaciones

M = valor de las importaciones

M^d = demanda doméstica de importaciones

X^S = oferta doméstica de exportaciones

M^{d*} = demanda extranjera de importaciones

X^{S*} = oferta extranjera de exportaciones en moneda doméstica

P_x = precio de las exportaciones domésticas en moneda doméstica

P_m = precio de las importaciones domésticas

P_x^* = precio de las exportaciones domésticas en moneda extranjera

P_m^* = precio de las importaciones domésticas en moneda extranjera

²⁰ Véase Rincón, H. (1998): “ Testing the Short-and-Long Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia”, University of Illinois at Urbana-Champaign.

E = tipo de cambio nominal

Se define la balanza comercial en moneda extranjera como:

$$B = S - D = X - M = P_x^* X^s - P_m^* M^d \quad (1)$$

Diferenciando la ecuación (1) se obtiene:

$$dB = dS - dD \quad (2)$$

La ecuación (2) se puede expresar en términos de importaciones de forma tal que:

$$d\bar{B}/M = dS/M - dD/M \quad (3)$$

Definimos las elasticidades de la balanza comercial, del valor de las exportaciones y del valor de las importaciones, todas respecto al tipo de cambio nominal E como:

$$\begin{aligned} E_B &= \hat{B}/\hat{E} \\ E_S &= \hat{S}/\hat{E} \\ E_D &= \hat{D}/\hat{E} \end{aligned} \quad (4)$$

El símbolo $\hat{}$ es el cambio porcentual de la variable respectiva.

Dividiendo ambos lados de (3) por dE/E obtenemos:

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

$$\frac{dB/M}{dE/E} = \frac{dS/M}{dE/E} - \frac{dD/M}{dE/E} \quad (5)$$

Expresando la ecuación (5) en términos de elasticidades y recordando que en equilibrio $S=X$ y $D=M$, obtenemos:

$$E_B = \frac{X}{M} E_S - E_D \quad (6)$$

Ahora se deben definir las elasticidades de los precios y cantidades respecto del tipo de cambio.

El precio de las exportaciones en moneda doméstica es $P_X = EP_X^*$

A partir de la condición de mercado de equilibrio para las exportaciones, $X_S = M^{d^*}$, se puede escribir

$$X^s = X^s(E \cdot P_x^*) = M^{d^*}(P_x^*) \quad (7)$$

Diferenciando obtenemos:

Política cambiaria y balanza comercial: verificación de la Condición Marshall-Lerner y presencia de la Curva J en la economía uruguaya (1983 – 2008)

$$dX^s = \frac{\partial X^s}{\partial P_x^*} (EdP_x^* + P_x^* dE) = \frac{\partial M^{d^*}}{\partial P_x^*} dP_x^*$$

ó (dada la condición de equilibrio),

$$\frac{dX^s}{X^s} = \frac{\partial X^s}{\partial P_x^*} \frac{1}{X^s} (EdP_x^* + P_x^* dE) = \frac{\partial M^{d^*}}{\partial P_x^*} \frac{1}{M^{d^*}} dP_x^*$$

Multiplicando por $P_x/E = P_x^*$ y dividiendo por dE/E obtenemos

$$\frac{dX^s / X^s}{dE / E} = \frac{\frac{\partial X^s}{\partial P_x^*} \frac{1}{X^s} \frac{P_x^*}{EP_x^*} (EdP_x^* + P_x^* dE)}{dE / E} = \frac{\frac{\partial M^{d^*}}{\partial P_x^*} \frac{P_x^*}{P_x^*} \frac{1}{M^{d^*}} dP_x^*}{dE / E}$$

y reordenando se obtiene la respuesta de la cantidad de exportaciones al tipo de cambio,

$$\frac{dX^s / X^s}{dE / E} = \varepsilon \left(\frac{dP_x^* / P_x^*}{dE / E} + 1 \right) = \eta^* \frac{dP_x^* / P_x^*}{dE / E} \quad (8)$$

donde ε ($\varepsilon = \partial X^S / X^S / \partial P_X / P_X$) es la elasticidad precio de oferta doméstica de exportaciones y η^* ($\eta^* = \partial M^{d^*} / M^{d^*} / \partial P_X^* / P_X^*$) es la elasticidad precio de la demanda de importaciones. Resolviendo (8) para el cambio porcentual del precio extranjero de las exportaciones (domésticas) al cambio en el tipo de cambio, se obtiene

$$\hat{P}_x^* / \hat{E} = [\varepsilon / (\eta^* - \varepsilon)] \quad (9)$$

Pero se necesita el cambio porcentual del precio doméstico de las exportaciones al tipo de cambio. Esto es la ecuación (9) más uno, como puede verse en la ecuación (8). Entonces, luego de sumar 1 y reordenar se obtiene

$$\hat{P}_x / \hat{E} = [\eta^* / (\eta^* - \varepsilon)] \quad (10)$$

Nota: el cambio porcentual del producto de dos variables es igual a la suma de los cambios porcentuales respectivos.

Entonces, dado que el valor de las exportaciones (en moneda extranjera), es igual a precio por cantidad, se puede expresar el cambio porcentual total en el valor de las exportaciones como

$$\hat{X} = \hat{P}_x + \hat{X}' \quad (11)$$

y dividiendo la ecuación (11) por \hat{E} para encontrar una expresión en términos de elasticidades con respecto al tipo de cambio

$$E_s = \hat{X}/\hat{E} = \hat{P}_x/\hat{E} + \hat{X}'/\hat{E} \quad (12)$$

La ecuación (9) define el primer término del lado derecho de la ecuación (12). Dado que se necesita expresar el resultado en precios domésticos, se puede utilizar directamente la ecuación (10). El segundo término del lado derecho de la ecuación se obtiene sustituyendo la ecuación (9) en el lado derecho de la ecuación (8). Por lo tanto, la respuesta de la cantidad de las exportaciones es

$$\frac{\hat{X}'}{\hat{E}} = \frac{\varepsilon \eta^*}{\eta^* - \varepsilon} \quad (13)$$

Entonces, juntando las ecuaciones (10) y (13)

$$E_s = \frac{\eta^*}{\eta^* - \varepsilon} + \frac{\varepsilon\eta^*}{\eta^* - \varepsilon} = \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* - \varepsilon} \quad (14)$$

Realizando los mismos pasos, se puede derivar la solución del mercado de importaciones. Las soluciones homólogas para las ecuaciones (10), (13) y (14) son:

$$\hat{P}_m / \hat{E} = [\varepsilon^* / (\varepsilon^* - \eta)] \quad (15)$$

$$\frac{\hat{M}^d}{\hat{E}} = \frac{\varepsilon^* \eta}{\varepsilon^* - \eta} \quad (16)$$

$$E_D = \frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^* - \eta} + \frac{\varepsilon^* \eta}{\varepsilon^* - \eta} = \frac{(1+\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* - \eta} \quad (17)$$

Finalmente, sustituyendo las soluciones (14) y (17) en la ecuación (16)

$$E_B = \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* - \varepsilon} \right] \frac{X}{M} - \left[\frac{(1+\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* - \eta} \right] \quad (18)$$

ó

$$\frac{dB/M}{dE/E} = \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\eta^* - \varepsilon} \right] \frac{P_x X^s}{P_m M^d} - \left[\frac{(1+\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^* - \eta} \right]$$

Multiplicando por M, se puede expresar la respuesta de la balanza comercial a cambios en el tipo de cambio (luego de definir elasticidades en valor absoluto), en moneda doméstica, de la siguiente manera:

$$\frac{dB}{dE} = P_x X^s \left| \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{(\varepsilon+\eta^*)} \right| - P_m M^d \left[\frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{(\varepsilon^* + \eta)} \right]$$

Esta es la Condición BRM.