



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 003 | 2008

Estimación de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: periodo 1991 - 2006

Carlos Mora Gómez
Carlos Torres Gutiérrez

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Estimación de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: periodo 1991 – 2006

Carlos Mora Gómez*, Carlos Torres Gutiérrez†

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

En el documento se estiman funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios totales y excluyendo los envíos y adquisiciones externas de la Industria Electrónica de Alta Tecnología (IEAT). Las funciones se especifican en quantum y se estiman mediante la técnica de cointegración multivariada (VECM), con datos trimestrales del periodo 1991-2006. La evidencia empírica muestra que la función de demanda por exportaciones e importaciones depende del tipo de cambio real multilateral y de la brecha del producto externo e interno, respectivamente. No se rechazó la hipótesis de elasticidades ingreso (con respecto a la brecha del producto) y precio (respecto al tipo de cambio real) de largo plazo unitaria y menor que uno (en valor absoluto), respectivamente; ni la hipótesis de rendimientos constantes a escala, con excepción de la función de demanda por exportaciones sin IEAT, en la cual dichas elasticidades fueron mayores que uno. Las funciones de exportaciones e importaciones sin IEAT tuvieron mayor capacidad de pronóstico que las funciones comerciales totales. De acuerdo con la condición Marshall-Lerner referida a funciones de quantum comercial, ceteris paribus, una depreciación real mejoraría la balanza comercial del país.

Palabras clave: Modelo de exportaciones, Importaciones, Balanza comercial, Condición Marshall-Lerner.

Clasificación JEL.: F14, F17, C52, C53.

* Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. moragc@bccr.fi.cr

† Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

Estimating Export Demand Functions of Goods and Services for Costa Rica.

Carlos Mora Gómez[‡], Carlos Torres Gutiérrez[§]

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Key words: Export model, imports, Balance of trade, Marshall-Lerner condition.

JEL codes: F14, F17, C52, C53.

[‡] Department of Economic Research. Email address. moragc@bccr.fi.cr

[§] Department of Economic Research.

Tabla de contenido

1. Introducción	2
2. Enfoque Teórico.....	3
3. Metodología	6
4. Evidencia Empírica	8
5. Consideraciones Finales.....	13
6. Referencias Bibliográficas	14
Anexos.....	16
Anexo 1 Comportamiento Gráfico de las Variables de los Modelos	17
Anexo 2 Grado de Integración de las Series.....	18
Anexo 3 Pruebas de Cointegración.....	19
Anexo 4 Modelos Estimados	22
Anexo 5 Pruebas Sobre los Residuos	28
Anexo 6 Pruebas de Restricción de Coeficientes de Wald.....	33
Anexo 7 Condición Marshall-Lerner.....	37
Anexo 8 Capacidad de Pronóstico.....	39

1. *Introducción*

Desde una perspectiva macroeconómica, las exportaciones e importaciones totales de bienes y servicios constituyen componentes de la demanda agregada de la economía.

Las exportaciones consisten en todas las transferencias de la propiedad de bienes y servicios proporcionados por los residentes de la economía al resto del mundo, mientras que las importaciones corresponden a las compras externas de mercancías y servicios que realizan sus residentes al exterior (Naciones Unidas, 1970).

Por ser Costa Rica una economía pequeña y abierta, el valor de las exportaciones e importaciones totales de bienes y servicios² representan una gran proporción del valor de la producción doméstica. En efecto, al analizar el PIB por el lado del gasto³ en el periodo 1991-2006⁴, se observa que su participación en el PIB ha estado en torno a 45% y 50%, respectivamente, lo que evidencia la importancia de estas variables macroeconómicas.

En este contexto de gran apertura externa, la modelación del comportamiento de estos agregados comerciales constituye una tarea muy útil; tanto para la estimación de los componentes de la demanda agregada, como para la estimación de la balanza de bienes y servicios (exportaciones menos importaciones) del país. Aunado a lo anterior, el resultado de este trabajo puede ser utilizado como insumo para el cálculo de un tipo de cambio real que sea congruente con un equilibrio interno y externo⁵. Es por ello que el objetivo de esta investigación es estimar para Costa Rica, funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios totales y excluyendo los envíos y compras externas de la Industria Electrónica de Alta Tecnología (IEAT)⁶, para el periodo 1991-2006. A partir del cálculo de las elasticidades precio que surgen de la estimación de estas demandas, se pretende también evaluar empíricamente posibles efectos sobre la balanza comercial.

Con respecto a otros trabajos internos en los que se han estimado funciones de comercio⁷, el valor agregado de la presente investigación es la estimación de funciones de *quantum* en vez de funciones de valor de exportaciones e importaciones, lo que permite solventar el sesgo de especificación que se genera por el hecho de que el valor no solo se ve afectado por los cambios en el volumen exportado o importado, sino también por las modificaciones de los precios de los bienes y servicios objeto de comercio, sobre todo en un contexto de importantes choques en las cotizaciones internacionales del petróleo, el acero y otras materias primas y granos básicos objeto de comercio que se han venido experimentando en los últimos años.

² Según la metodología de compilación de las cuentas nacionales.

³ Valoradas a precios constantes de 1991.

⁴ Según datos del Departamento de Estadísticas Macroeconómicas del Banco Central de Costa Rica (BCCR).

⁵ Cuando hay equilibrio interno, no hay presiones inflacionarias ni deflacionarias en la economía y cuando hay equilibrio externo, la trayectoria del saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos es coherente con flujos de capital sostenibles en el largo plazo hacia la economía (Edwards, 1989).

⁶ Se excluye la IEAT en razón de que su comportamiento volátil responde sobre todo a elementos exógenos de oferta (irregulares) y no a factores de demanda interna.

⁷ Entre las investigaciones más recientes, véanse Muñoz, Rojas, Romero y Torres (2006), León (2003) y Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio (2002).

Otra característica distintiva del trabajo es la exposición breve del modelo teórico microfundado que sustenta la especificación empírica de las funciones de demanda por estos agregados comerciales, lo que contribuye a la solidez de los resultados.

El documento se estructura de la siguiente manera: en la segunda parte se menciona el modelo teórico. En la tercera parte se comenta brevemente la metodología utilizada. En la cuarta parte se estiman empíricamente las funciones de demanda por exportaciones e importaciones y la quinta parte contiene las principales consideraciones finales.

2. *Enfoque Teórico*

La especificación de las funciones de demanda por exportaciones e importaciones se basa en el “*Modelo de Sustitutos Perfectos*” (Reinhart, 1995), cuyo supuesto central es que los bienes exportados e importados no son sustitutos perfectos para el consumo de bienes no transables domésticos⁸.

El modelo tiene fundamentos microeconómicos y se concibe en tiempo continuo⁹. Describe una economía en desarrollo, pequeña y abierta, como es el caso de nuestro país, la cual comercia con economías industrializadas.

Hay un hogar representativo maximizador de utilidad en ambos tipos de economías, el cual posee previsión perfecta sobre un horizonte infinito¹⁰.

2.1 *Demanda por importaciones en la economía en desarrollo.*

El hogar representativo de la economía en desarrollo:

- Consume bienes no transables (h_t) y bienes importados (m_t).
- Tiene una dotación de bienes domésticos (d_t) y bienes exportables (x_t), los cuales no son consumidos domésticamente. Como el modelo es real (ausencia de dinero) se utiliza el bien no transable como numerario, con lo que se definen los precios relativos de los bienes exportables $(p^x/p)_t$ e importados $(p^m/p)_t$.
- Financia parte de su consumo acumulando deuda comercial (A_t), cuyo servicio se denota como $r^* A_t$, donde r^* es la tasa de interés externa dada. De esta forma, su ingreso permanente (expresado según el numerario utilizado) equivale a la dotación de exportables menos el servicio de la deuda: $x_t - r^* A_t - p^x/p_t$.
- Deriva utilidad del consumo de bienes no transables y bienes importados. Se supone por simplicidad que la función de utilidad intertemporal es tipo Cobb-Douglas¹¹:

⁸ De acuerdo con Reinhart op. cit. este supuesto tiene un amplio soporte empírico.

⁹ El desarrollo y solución matemática del modelo es en el ámbito del cálculo integral.

¹⁰ El desarrollo del modelo que sigue a continuación combina la exposición original de Reinhart op. cit con una interpretación propia de los autores.

¹¹ Según Reinhart op. cit. la evidencia empírica tiende a favorecer una función de utilidad mucho más general de elasticidad de sustitución constante (CES), sin embargo, para muchos países la elasticidad de sustitución

$U(h_t, m_t) = h_t^\alpha m_t^{1-\alpha}$; $\forall 0 < \alpha < 1$ (parámetro que representa la participación de los bienes no transables en la utilidad).

- Maximiza su función de utilidad (en logaritmos) sujeta a la restricción presupuestaria enfrentada:

$$\begin{aligned} \max_{h_t, m_t} U &= \int_{t=0}^{\infty} \alpha \ln(h_t) + (1-\alpha) \ln(m_t) e^{-\beta t} dt \\ \text{s.a. } \dot{A} &= h_t - d_t + \left[m_t \frac{p^m}{p_t} - x_t \frac{p^x}{p_t} - r^* A \frac{p^x}{p_t} \right] \end{aligned} \quad (1)$$

Donde $\beta > 0$ es la tasa de preferencia intertemporal subjetiva¹² y el punto sobre la variable correspondiente denota un cambio en ésta.

En la restricción presupuestaria que enfrenta el hogar representativo, la deuda comercial está compuesta por deuda interna y externa. De esta manera, la deuda interna aumenta cuando el consumo de bienes no transables supera la dotación inicial del hogar representativo. Asimismo, la obligación externa se incrementa con un mayor consumo de bienes importados y decrece con las exportaciones y el servicio de la deuda.

De las condiciones de primer orden de este problema de optimización dinámico (Hamiltoniano) se obtiene la relación (tasa marginal de sustitución intertemporal) entre bienes no transables y bienes importados, para el precio relativo de las importaciones:

$$h_t = \alpha / (1-\alpha) m_t \frac{p^m}{p_t} \quad (2)$$

Derivando los cambios del multiplicador de Lagrange implícito en este problema de optimización, se encuentra la tasa marginal de sustitución intertemporal entre consumo presente y futuro de importaciones, para el precio relativo relevante (la tasa de interés real mundial):

$$\frac{\dot{m}_t}{m_t} = r_t^* - \beta \quad (3)$$

De acuerdo con la ecuación (3), si $r_t^* > \beta$, el mercado retribuye un rendimiento mayor que la tasa de preferencia subjetiva del hogar representativo, por lo que este pospondrá su consumo presente de bienes importados a favor del consumo futuro de estos bienes; de esta manera $\dot{m}_t / m_t > 0$.

2.2 Demanda de las economías industriales por exportaciones de la economía en desarrollo.

intratemporal no es significativamente diferente de 1, por lo que la Cobb-Douglas es una buena aproximación de esta función.

¹² Medida que aproxima el grado de "impaciencia" del hogar representativo por consumir en el presente.

El problema económico enfrentado por el hogar representativo de las economías industriales es análogo al anterior. En efecto, éste:

- Consume bienes no transables (h_t^*) y bienes importados (x_t), los cuales corresponden a los bienes exportables de la economía en desarrollo.
- Tiene dotaciones de bienes domésticos (d_t^*) y bienes exportables (m_t) que son los bienes importados por la economía en desarrollo.
- Financia su consumo con el activo comercial neto (A_t)¹³, por lo que su ingreso permanente equivale a la dotación de exportables más ingresos por intereses de la deuda: $m_t p_t^m + r^* p_t^x / p_t^*$.
- Maximiza su función de utilidad, $U(h_t^*, x_t) = h_t^{*\theta} x_t^{(1-\theta)}$; $\forall 0 < \theta < 1$, en forma semejante a la del país en desarrollo.

De las condiciones de primer orden de la optimización dinámica equivalente se obtiene la tasa marginal de sustitución intertemporal entre bienes no transables y bienes exportados, para el precio relativo de los exportables:

$$h_t^* = \theta / (1 - \theta) x_t p^x / p_t \quad (4)$$

La correspondiente derivación del multiplicador de Lagrange rinde la siguiente relación:

$$\frac{\dot{x}_t}{x_t} = r_t^* - \beta \quad (5)$$

De (5), si $\beta > r_t^*$, el hogar representativo preferirá el consumo presente de bienes importados en detrimento del consumo futuro de éstos, de manera que $\dot{x}_t / x_t < 0$.

2.3 Largo plazo (estado estacionario).

Como interesa establecer los determinantes de largo plazo de las demandas por exportaciones e importaciones, la solución relevante del modelo está dada en el estado estacionario, en el cual las variables crecen a una tasa constante. De esta forma, se requiere que la tasa de preferencia intertemporal subjetiva iguale la tasa de interés mundial ($\beta = r^*$), lo que asegura que no hay ahorro ni desahorro en dicho estado.

¹³ Recibe ingresos por intereses, por lo que puede consumir o acumular el activo.

Al resolver las restricciones presupuestarias, considerando que el consumo de bienes no transables es equivalente a la dotación de bienes domésticos (*market clearing condition*), es posible derivar relaciones que ligen las importaciones y las exportaciones a sus correspondientes dotaciones de bienes, financiamientos de consumo y precios relativos relevantes. La solución de largo plazo de estas relaciones viene dada por las siguientes ecuaciones log-lineales:

$$\log(m_t) = \log \left[x_t - r^* A \right] p^x / p_t - \log p^m / p_t \quad (6)$$

$$\log(x_t) = \log \left[m_t p_t^m + r^* p_t^x \right] / p_t^* - \log p^x / p_t^* \quad (7)$$

Como lo hace notar Reinhart op. cit., este modelo sencillo no estocástico muestra que los precios relativos juegan un papel definido en la determinación de los flujos comerciales internacionales. Para la autora, esta variable, en conjunto con una variable de ingreso (escala), son necesarias y suficientes para definir el comportamiento de largo plazo de las importaciones y las exportaciones, por lo que, a su juicio, no se aconseja la inclusión *ad hoc* de otro tipo de variables.

Por otra parte y dada la utilización de una función de utilidad tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, el modelo predice funciones de demanda por exportaciones e importaciones con elasticidades ingreso unitarias y elasticidades precio menores que uno, lo cual se somete a verificación empírica más adelante.

3. Metodología

Se utilizan las siguientes variables trimestrales del periodo 1991-2006¹⁴:

$x_t ; xs_t$	Logaritmo del valor FOB, en millones de colones de 1991, de las exportaciones de bienes y servicios totales como proporción del PIB real ¹⁵ . Para xs_t , se excluyen los envíos externos de la IEAT. Se deflatan las series mediante el índice de precios implícito de las exportaciones. Fuente: Departamento de Estadísticas Macroeconómicas (DEM) del BCCR.
$m_t ; ms_t$	Logaritmo del valor CIF, en millones de colones de 1991, de las importaciones de bienes y servicios totales, como proporción del PIB real. ms_t excluyen las adquisiciones externas de la IEAT. Se deflatan las series con el índice de precios implícito de las importaciones. Fuente: DEM.
q_t	Logaritmo del índice de tipo del cambio real multilateral, base 1997=100, como proxy de los precios relativos de los bienes exportables e importados. Se calcula esta variable como la razón entre el índice de precios al productor de los socios comerciales del país, expresado en moneda nacional y ponderado por su

¹⁴ Las letras minúsculas ya denotan la aplicación de logaritmo natural.

¹⁵ Tanto al PIB real como a las exportaciones e importaciones se les extrae el componente estacional.

participación en el comercio y el índice de precios al consumidor local. Fuente: DEM.

$y_t^b; y_t^{b*}$

Brechas del producto de Costa Rica y de Estados Unidos (principal socio comercial del país),¹⁶ calculadas como las diferencias logarítmicas entre el PIB real total y el producto potencial respectivo¹⁷. Siguiendo a Caputo, Nuñez y Valdés (2007), se sustituyen las variables de ingreso (escala) del modelo teórico por estas variables proxy, para capturar las holguras de capacidad de la producción doméstica y externa.

La metodología para la estimación de las funciones de demanda por importaciones y exportaciones parte examinando el grado de integración de las variables, mediante pruebas robustas (Zivot y Andrews, 1992 y Perron, 1997) para contemplar la presencia de posibles cambios estructurales endógenos en las variables explicadas, los cuales debilitan el poder de las pruebas de raíz unitaria convencionales. También se verifica la hipótesis de cointegración de las series mediante la prueba usual de Johansen (1988) y empleando la prueba de cointegración con cambio estructural endógeno de Gregory y Hansen (1996).

Posteriormente, se modelan econométricamente las ecuaciones (6) y (7) mediante el enfoque de cointegración multivariada (VECM) (Johansen, op. cit. y Johansen y Juselius, 1990).

Los vectores de cointegración determinarán las elasticidades de largo plazo de las funciones, mientras que los modelos de vectores de corrección de errores (VECM), en su conjunto, representarán tanto este efecto de largo plazo como la dinámica de ajuste de corto plazo, la cual tiene lugar cuando la ocurrencia de innovaciones desvían transitoriamente las variables respecto de sus relaciones de largo plazo.

Finalmente, se efectúan pruebas de restricción de coeficientes de Wald para verificar el cumplimiento de hipótesis sobre las elasticidades precio e ingreso de largo plazo y el tipo de rendimientos a escala que predice el modelo teórico.

¹⁶ Por la alta participación que tiene Estados Unidos en el comercio con Costa Rica (46%), se supone que la brecha del producto de ese país se comportaría relativamente similar a la brecha del producto de los principales socios comerciales. No obstante, se recomienda en trabajos futuros evaluar la conveniencia de utilizar una brecha de producto multilateral.

¹⁷ La fuente de la estimación del producto potencial interno es Esquivel y Rojas (2007) y la estimación del producto potencial externo es propia de los autores, según el componente de tendencia del PIB real de Estados Unidos, identificado mediante el filtro Hodrick-Prescott (se generan proyecciones 8 trimestres fuera de muestra con modelos ARIMA, para contrarrestar el problema del filtrado de series en los extremos de estas).

4. Evidencia Empírica

El comportamiento gráfico de las variables utilizadas se muestra en el Anexo 7.1.

Las pruebas del grado de integración de las series revelan que estas son integradas de orden uno (Anexo 7.2) y cointegran (Anexos 7.3)¹⁸, lo que minimiza la posibilidad de que las relaciones funcionales que se establezcan entre las exportaciones e importaciones y sus determinantes correspondan al azar o a la casualidad (regresión espuria), permitiéndose el reflejo de las relaciones estructurales entre las variables.

A continuación se presentan los principales resultados empíricos¹⁹:

Cuadro 1. Costa Rica: estimación de las funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios. Técnica VECM. Periodo 1991:1-2006:4

Variable dependiente:	x_t ^{1/}	xs_t ^{2/}	m_t ^{3/}	ms_t ^{4/}
Variables explicativas (vector de cointegración):				
c	-2.37	-10.87	1.69	-4.11
y_t^b			1.68	1.65
y_t^{b*}	5.11	19.06		
q_t	0.34	1.12	-0.58	-0.31
Corrección de error (Estadístico t)	-0.20 (-2.41)	-0.08 (-2.09)	-0.72 (-2.89)	-0.66 (-3.26)

1/ Incorpora en su parte dinámica (corto plazo) variables estacionales y una dummy de cambio estructural que se activa a partir de 1998:1, para contemplar el efecto sobre las exportaciones de la entrada en operación de la Industria Electrónica de Alta Tecnología (IEAT). La fecha de dicho cambio de estructura fue detectada endógenamente por la prueba Gregory-Hansen (Anexo 7.3).

2/ Toma en cuenta en su parte dinámica solo variables dummy estacionales.

3/ Se estimó para el subperiodo en el que sus variables cointegraron (1995:1-2006:4). Se incluyó una tendencia lineal en la ecuación de cointegración y en la parte dinámica incorpora una dummy de cambio estructural a partir de 1999:3, para tomar en cuenta también el efecto sobre las importaciones asociadas con la operación de la IEAT. El momento del cambio de estructura fue igualmente revelado por la prueba mencionada.

4/ Igualmente, se estimó para el periodo 1995:1-2006:4 e incluye una dummy de cambio estructural que se activa a partir de 1998:4.

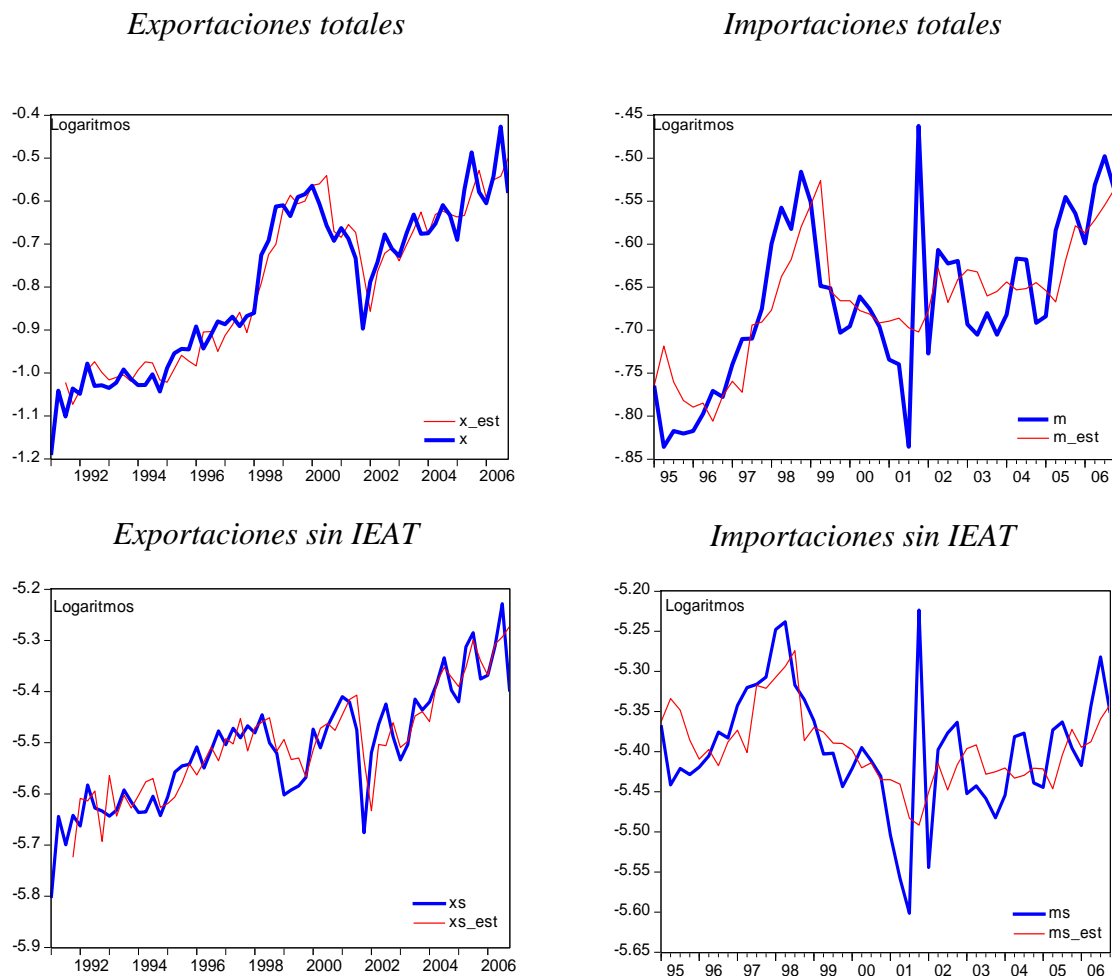
Fuente: elaboración propia

¹⁸ Las variables del modelo de importaciones cointegraron en el periodo 1995q1-2006q4.

¹⁹ Véanse mayores detalles en el Anexo 7.4.

En las regresiones anteriores los errores de regresión se distribuyen normalmente, son homocedásticos y no están autocorrelacionados, lo que asegura la validez de inferencia estadística y la idoneidad de los parámetros de regresión estimados. Además, se cumple la exogeneidad débil, implicando que no existe retroalimentación desde las restantes ecuaciones de los modelos hacia las ecuaciones de exportaciones e importaciones (Anexo 7.4 y 7.5), presentan un ajuste de regresión satisfactorio (Figura 1) y son estables, debido a que, como lo indican los signos y magnitudes de los términos de corrección de error, cuando ocurren choques en las brechas del producto o en el tipo de cambio real que hacen que las exportaciones e importaciones se alejen transitoriamente de sus respectivos equilibrios de largo plazo, el retorno a éste tardaría poco más de un año (tres años) en el caso de las exportaciones totales (excluyendo IEAT) y menos de medio año en el caso de las compras externas; sean estas con o sin IEAT.

Figura 1. Costa Rica. Ajuste de regresión de las Funciones de exportaciones e importaciones de bienes y servicios totales y excluyendo la IEAT.



Los coeficientes estimados de las elasticidades precio (tipo de cambio real) e ingreso (brechas del producto) de largo plazo de las exportaciones e importaciones tienen los signos teóricos esperados. Por una parte y suponiendo todo lo demás constante, incrementos de 1% en las brechas de producto externa e interna motivan aumentos de 5.1% y 1.7% (19.1% y 1.7%) en los “*quantums*” exportados e importados totales (sin IEAT), respectivamente. No obstante, no se rechazó la hipótesis de que las elasticidades ingreso fueran unitarias, con excepción de la demanda por exportaciones sin IEAT, en la cual esa elasticidad fue mayor que uno (Anexo 7.6).

Por otra parte y *ceteris paribus*, aumentos de 1% en el tipo de cambio real incrementan las exportaciones totales y sin IEAT en 0.3% y 1.1%, respectivamente; mientras que reducen las importaciones totales y sin IEAT en 0.6% y 0.3%, en ese orden. Estos efectos se manifestarían en forma contemporánea.

Como la suma de las elasticidades precio de la demanda por exportaciones e importaciones es mayor que cero, de acuerdo con la Condición Marshall-Lerner referida a *quantum* comercial (Anexo 7.7) y aislándose de otros efectos, una depreciación real mejoraría la balanza comercial del país.

En rigor, no son comparables las elasticidades ingreso y precio encontradas en este trabajo, con respecto a estimaciones previas (Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio, 2002²⁰; León, 2003²¹ y Muñoz, Rojas, Romero y Torres, 2005²²), debido a la diferente medición de las variables dependientes (valor de las exportaciones e importaciones) y sus determinantes (series originales sin desestacionalizar, variables de escala en niveles o brechas, entre otros). Las diferencias de muestra, frecuencia de datos y metodología empleada, también impiden tal comparación.

Tanto en la función de exportaciones totales como en la de importaciones totales y sin IEAT, no se rechazó la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala (Anexo 7.6), lo que es coherente con las predicciones del modelo teórico, el cual supuso funciones de utilidad tipo Cobb-Douglas²³.

No obstante el interés por la interpretación individual de los coeficientes de las elasticidades de largo plazo, para Lutkepohl (1993) es más importante analizar el efecto conjunto de cambios en las variables explicativas sobre el *quantum* exportado e importado, para no ignorar la dinámica de corto plazo implícita en el modelo de corrección de errores, en donde cada variable afecta a otras y estas, a su vez, modifican tales volúmenes de comercio. Por esta razón se analizan las funciones de impulso respuesta (FIR) de los modelos a un horizonte de 4 trimestres (figuras 2 y 3):

²⁰ Mediante mínimos cuadrados en dos etapas y datos trimestrales de los subperíodos 1966-2000 y 1983-2000, se estimaron elasticidades ingreso de las importaciones de 1,7% y 1,8%. La elasticidad precio de las importaciones fue de -0.6% y -0.5% para los subperíodos señalados.

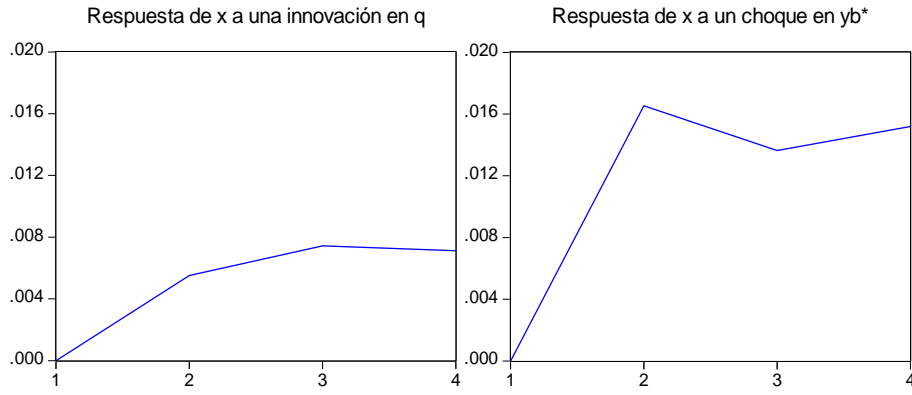
²¹ Con mínimos cuadrados ordinarios y datos trimestrales de 1991-2002, se estimó una elasticidad ingreso de las importaciones de 2,1% y una elasticidad de la “brecha” del tipo de cambio real de -1.03% y -0.77%, según datos sin ajuste estacional y desestacionalizados, respectivamente, aunque no se rechaza la hipótesis de que el coeficiente estimado sea cero al 18% de probabilidad.

²² Se usó el método de cointegración en dos etapas de Engle-Granger y mecanismo de corrección de errores, con datos trimestrales de 1991-2005.

²³ En la función de exportaciones sin IEAT no se verificó la predicción de rendimientos constantes a escala.

Figura 2. Costa Rica. Función de demanda por exportaciones: FIR a innovaciones en el tipo de cambio real y en la brecha externa

Exportaciones totales



Exportaciones sin IEAT

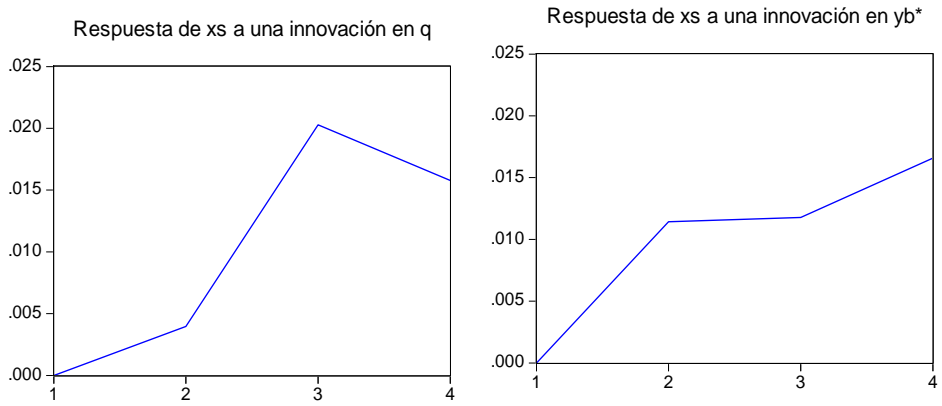
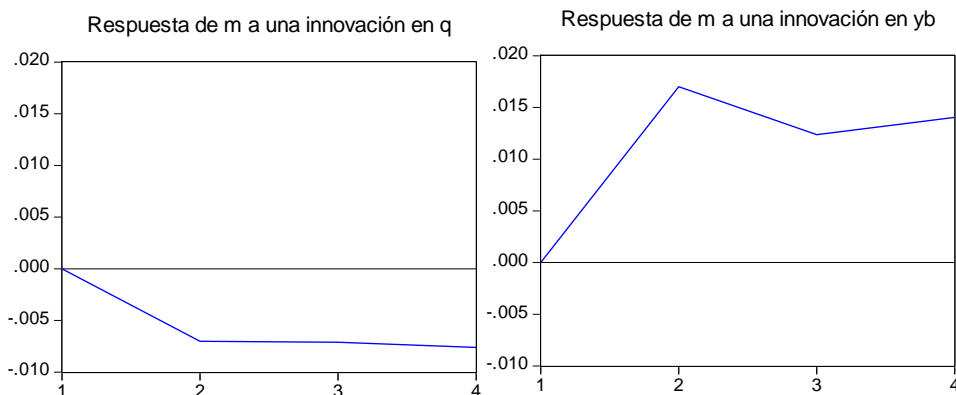
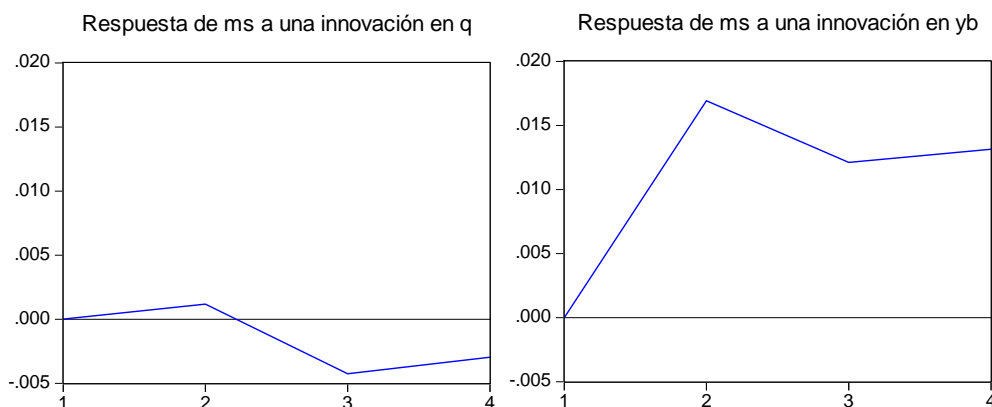


Figura 3. Costa Rica. Función de demanda por importaciones: FIR a innovaciones en el tipo de cambio real y en la brecha interna

Importaciones totales



Importaciones sin IEAT



La evidencia es coherente con lo esperado teóricamente: a un año plazo, *ceteris paribus*, innovaciones de la brecha del producto interna y externa aumentan los volúmenes exportados e importados, sean estos totales o sin IEAT; en tanto innovaciones del tipo de cambio real aumentan (reducen) el volumen exportado (importado) con y sin IEAT; no obstante, para este último caso, la reducción de importaciones se manifiesta con un rezago de medio año.

Para evaluar la capacidad de proyección de los modelos de comercio estimados, se utiliza una rutina que genera pronósticos desde 1 hasta 8 pasos adelante, a partir del primer trimestre del 2005 y que calcula las siguientes estadísticas de pronóstico: error medio, media del error absoluto, raíz del error cuadrático medio (RMSE) y U de Theil. Este último estadístico corresponde al cociente entre la RMSE de cada modelo y la RMSE de un modelo “ingenuo” que supone no cambio en la variable pronosticada²⁴, lo que lo hace independiente de la escala de medición de las variables.

²⁴ El pronóstico de la variable en cuestión para el periodo t es igual a su valor observado en $t-1$.

Como se observa en los cuadros 7.8a y 7.8b (Anexo 7.8), los cuatro modelos de comercio estimados tuvieron una mayor capacidad de pronóstico que el modelo “ingenuo”, dado que sus respectivas RMSE fueron menores que la del modelo “ingenuo”; de esta forma, exhibieron estadísticos U de Theil menores que 1 en promedio y en cada paso de proyección.

Por otra parte, las funciones comerciales que excluyen los envíos y adquisiciones externas de la IEAT alcanzaron mayor capacidad de pronóstico que sus funciones totales correspondientes, lo que corrobora la conveniencia de aislar estos componentes en la modelación; debido a que estos responden mayoritariamente a factores irregulares de oferta y no de demanda interna.

5. *Consideraciones Finales*

El presente investigación se planteó como objetivo la estimación para Costa Rica de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios totales y sin los envíos y adquisiciones externas de la IEAT. Las funciones se especificaron en *quantum*, lo que solventa el sesgo de especificación de las funciones de valor exportado e importado, por cuanto éste se ve afectado no solo por los cambios en el volumen comercializado, sino también por las modificaciones de los precios de los bienes y servicios comercializados.

La evidencia empírica muestra que la función de demanda por exportaciones totales y excluyendo la IEAT depende positivamente tanto del tipo de cambio real multilateral como de la brecha del producto de Estados Unidos (principal socio comercial del país); en tanto la función de demanda por importaciones totales y sin IEAT depende negativamente del tipo de cambio real y positivamente de la brecha del producto interno.

Las elasticidades ingreso (con respecto a la brecha del producto) de largo plazo de las funciones de demanda por exportaciones e importaciones totales fueron 5.1% y 1.7%, respectivamente. Cuando se excluye la IEAT, esas elasticidades fueron 19.1% y 1.7% en su orden. No obstante, no se rechazó la hipótesis nula de que éstas fueran unitarias, con excepción de la elasticidad ingreso de la demanda por exportaciones sin IEAT. Por su parte, las elasticidades precio (respecto al tipo de cambio real) de largo plazo de las demandas por exportaciones totales y sin IEAT fueron 0.3% y 1.1%, mientras que tales elasticidades para el caso de las importaciones totales y sin IEAT fueron -0.6% y -0.3%, en su orden.

De acuerdo con la condición Marshall-Lerner referida a estas funciones de *quantum* comercial, *ceteris paribus*, una depreciación real mejoraría la balanza comercial del país.

Los cuatro modelos de comercio estimados tuvieron mayor capacidad de pronóstico que un modelo “ingenuo” utilizado como referencia. Por otra parte, los modelos que excluyen los envíos y adquisiciones externas de la IEAT alcanzaron mayor capacidad de pronóstico que los que consideraron las ventas y compras externas totales.

6. *Referencias Bibliográficas*

- Caputo, Nuñez y Valdés (2007) “*Análisis del tipo de cambio en la práctica*” Documento de Trabajo No. 434, Banco Central de Chile, Noviembre.
- Edwards (1989) “*Real Rates, Devaluation and Adjustment*”, Cambridge, MIT Press.
- Esquivel y Rojas (2007) “*Estimación del producto potencial para Costa Rica: periodo 1991 – 2006*”. Documento de Investigación DIE-02-2007-DI, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Gregory y Hansen (1996) “*Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*”, Journal of Econometrics (1996).
- Johansen (1988) “*Statistical Analysis of Cointegration Vectors*”, Journal of Economic Dynamics and Control, No. 12.
- Johansen y Juselius (1990), “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Application for the Demand of Money*”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics N. 52.
- Krugman y Obstfeld (2001) “*Economía Internacional: Teoría y Política*”, 5ª Edición, Pearson Educación, Madrid.
- León (2003) “*Elasticidad de las importaciones sin zonas francas y sin Intel al producto interno bruto real sin Intel*”, Informe Técnico DIE-051-2003-IT, Departamento Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, junio.
- Lutkepohl (1993) “*Introduction to Multiple Time Series Analysis*”, 2nd Edition, Springer – Verlag, Berlin.
- Muñoz, Rojas, Romero y Torres (2006) “*Estimación de los componentes de la demanda agregada por producto interno para Costa Rica*”. DIE-DM-02-2006, División Económica, Banco Central de Costa Rica, junio 2006.
- Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio (2002); “*Determinantes de los componentes de la demanda agregada: estimaciones con datos anuales*”, Documento de Trabajo para uso Interno DIE-DM-04-2002, Banco Central de Costa Rica.
- Naciones Unidas (1970). “*Un Sistema de Cuentas Nacionales*”. Estudios de Métodos Serie F, No. 2, Rev. 3. Oficina de Estadísticas de las Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, Nueva Cork.

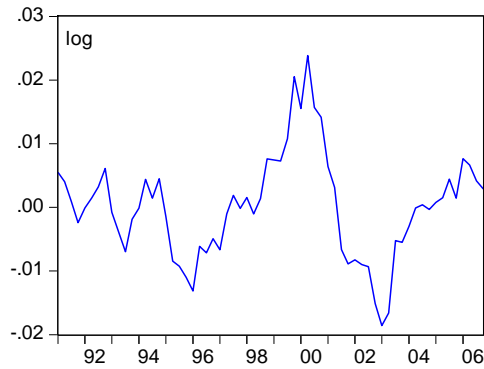
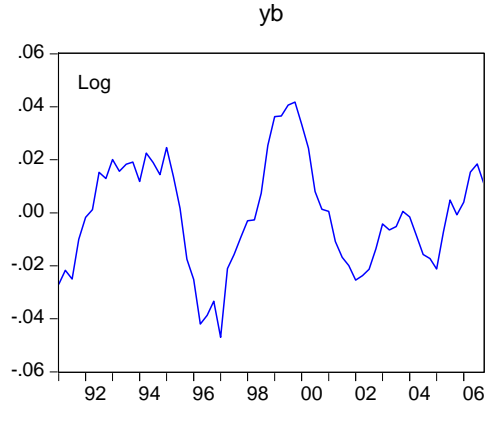
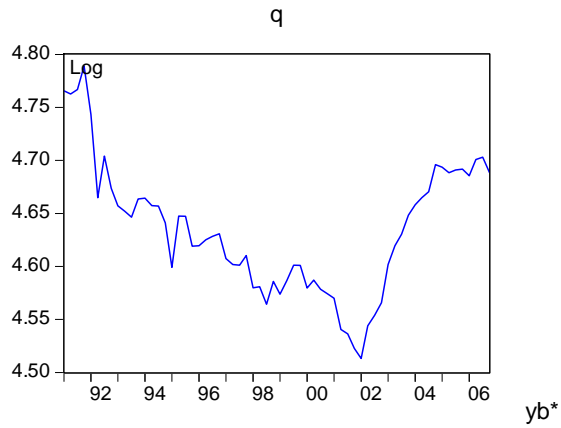
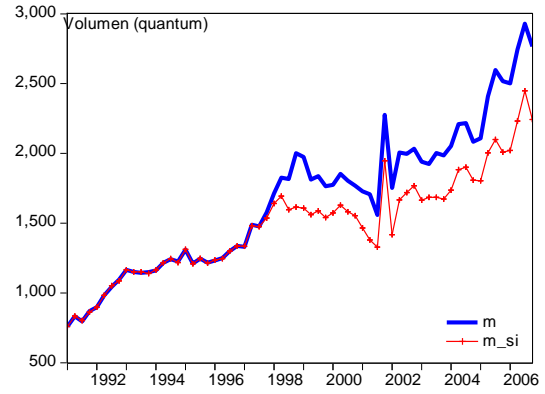
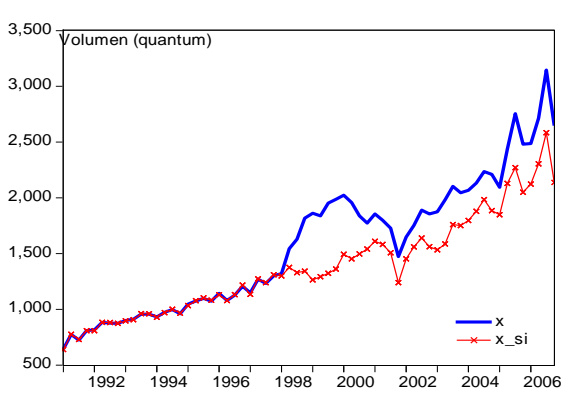
Perron (1997) "*Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables*", *Journal of Econometrics* 80,1997.

Reinhart (1995) "*Devaluation, Relative Prices, and International Trade*". Staff Papers, International Monetary Fund (IMF), 42, 290–312.

Zivot y Andrews (1992) "*Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis*" *JBES* 10 (1992), 251–70.

ANEXOS

Anexo 1 Comportamiento Gráfico de las Variables de los Modelos



Anexo 2

Grado de Integración de las Series

Cuadro 3. Análisis del grado de integración de las variables de los modelos según las pruebas ADF y Phillips-Perron (PP). Periodo 1991:1-2006:4

Variable	Opción	ADF	PP	Variable	Opción	ADF	PP
x	ccct	0.1095	0.1234	yb	ccct	0.0102	0.2799
	ccst	0.3211	0.3496		ccst	0.0018	0.0971
	scst	0.0842	0.0005		scst	0.0001	0.0091
D(x)	ccct	0.0660	0.0000	D(yb)	ccct	0.0000	0.0000
	ccst	0.0151	0.0000		ccst	0.0000	0.0000
	scst	0.0018	0.0000		scst	0.0000	0.0000
m	ccct	0.2126	0.0043	yb*	ccct	0.5281	0.4060
	ccst	0.3129	0.0901		ccst	0.2366	0.1586
	scst	0.0861	0.0342		scst	0.0321	0.0183
D(m)	ccct	0.0000	0.0000	D(yb*)	ccct	0.0000	0.0000
	ccst	0.0000	0.0000		ccst	0.0000	0.0000
	scst	0.0000	0.0000		scst	0.0000	0.0000
q	ccct	0.7931	0.8335	x_si	ccct	0.0004	0.0004
	ccst	0.2528	0.2523		ccst	0.0364	0.0385
	scst	0.4951	0.5006		scst	0.1053	0.0298
D(q)	ccct	0.0000	0.0000	D(x_si)	ccct	0.0000	0.0001
	ccst	0.0000	0.0000		ccst	0.0000	0.0001
	scst	0.0000	0.0000		scst	0.0000	0.0000
m_si	ccct	0.1316	0.0036	D(m_si)	ccct	0.0000	0.0000
	ccst	0.0327	0.0007		ccst	0.0000	0.0000
	scst	0.3769	0.2585		scst	0.0000	0.0000

El cuadro consigna la probabilidad de rechazar la hipótesis nula H_0 : Existe raíz unitaria.

ccct: prueba efectuada con constante y con tendencia.

ccst: con constante y sin tendencia.

scst: sin constante y sin tendencia.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4. Pruebas de raíz unitaria de Perron y Zivot-Andrews para las series de exportaciones e importaciones.

Pruebas	Exportaciones totales (x) y sin la IEAT (x_si)	Importaciones totales (m) y sin IEAT (m_si)
Perron (1997):		
Cambio en intercepto	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0
Cambio en intercepto y tendencia	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0
Cambio en pendiente temporal	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0
Zivot-Andrew (1992):		
Cambio en intercepto	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0
Cambio en tendencia	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0
Cambio en intercepto y tendencia	No se rechaza H_0	No se rechaza H_0

Perron (1997): H_0 : la variable presenta raíz unitaria. H_a : la serie es estacionaria, con cambio en intercepto, en intercepto y tendencia o en pendiente temporal, según corresponda.

Zivot-Andrew (1992): H_0 : la variable presenta raíz unitaria. H_a : la serie es estacionaria con quiebre en el intercepto o tendencia.

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 3 Pruebas de Cointegración

1. Modelo de exportaciones

Prueba de Johansen

Sample (adjusted): 1991Q4 2006Q4
 Included observations: 61 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LX_PIB_SA TCR GAP_YUSA
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.319718	31.30278	29.79707	0.0333
At most 1	0.095042	7.802658	15.49471	0.4867
At most 2	0.027656	1.710802	3.841466	0.1909

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Prueba de Gregory-Hansen (cointegración con cambio estructural)

Gregory-Hansen Cointegration Tests

Variables : LX_PIB_SA TCR GAP_YUSA

Full Structural Break

Including 0 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value < 0.10000

Minimum T-Statistic -6.24324 at 1998:01

Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50

2. Modelo de exportaciones excluyendo la IEAT

Prueba de Johansen

Sample (adjusted): 1992Q1 2006Q4
 Included observations: 60 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LXSI_PIB_SA TCR GAP_YUSA
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05
--------------	-------	------

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.343993	33.82983	29.79707	0.0163
At most 1	0.119275	8.534789	15.49471	0.4101
At most 2	0.015121	0.914218	3.841466	0.3390

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Prueba de Gregory-Hansen (cointegración con cambio estructural)

Gregory-Hansen Cointegration Tests

Variables: LX_PIB_SA TCR GAP_YUSA

Full Structural Break

Including 0 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value < 0.10000

Minimum T-Statistic -6.33187 at 2000:02

Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50

3. Modelo de importaciones

Prueba de Johansen

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Trend assumption: No deterministic trend

Series: LM_PIB_SA TCR GAP

Exogenous series: DGH_M

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.284647	25.22956	24.27596	0.0378
At most 1	0.153160	9.150533	12.32090	0.1605
At most 2	0.024098	1.170868	4.129906	0.3255

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Prueba de Gregory-Hansen (cointegración con cambio estructural)

*Gregory-Hansen Cointegration Tests**Variables: LM_PIB_SA TCR GAP**Full Structural Break**Including 0 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value < 0.10000**Minimum T-Statistic -6.45845 at 1999:02**Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50*

4. Modelo de importaciones excluyendo la IEAT

Prueba de Johansen

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LMSI_PIB_SA TCR GAP

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. **
None *	0.400891	40.49291	29.79707	0.0020
At most 1 *	0.239452	15.90193	15.49471	0.0434
At most 2	0.055948	2.763561	3.841466	0.0964

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

Prueba de Gregory-Hansen (cointegración con cambio estructural)

*Gregory-Hansen Cointegration Tests**Variables: LM_PIB_SA TCR GAP**Full Structural Break**Including 0 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value < 0.10000**Minimum T-Statistic -7.05195 at 1998:04**Critical Values are 1% -5.97 and 5% -5.50*

Anexo 4 Modelos Estimados

1. Modelo de exportaciones

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/13/07 Time: 16:32

Sample (adjusted): 1991Q3 2006Q4

Included observations: 62 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LX_PIB_SA(-1)	1.000000			
TCR(-1)	-0.339961 (0.41344) [-0.82227]			
GAP_YUSA(-1)	-5.105855 (2.90255) [-1.75909]			
C	2.369729			
Error Correction:	D(LX_PIB_SA)	D(TCR)	D(GAP_YUSA)	
CointEq1	-0.201897 (0.08379) [-2.40951]	0.064064 (0.03283) [1.95167]	0.009952 (0.00690) [1.44158]	
D(LX_PIB_SA(-1))	-0.170399 (0.12873) [-1.32372]	0.006860 (0.05043) [0.13603]	0.003755 (0.01061) [0.35403]	
D(TCR(-1))	0.201735 (0.35016) [0.57612]	-0.118034 (0.13717) [-0.86047]	0.045921 (0.02885) [1.59172]	
D(GAP_YUSA(-1))	2.826389 (1.57325) [1.79653]	-0.237461 (0.61632) [-0.38529]	0.020002 (0.12962) [0.15431]	
C	-0.045831 (0.01964) [-2.33326]	0.002167 (0.00769) [0.28157]	0.001523 (0.00162) [0.94127]	
D_IEAT	0.063414 (0.02962) [2.14107]	-0.011255 (0.01160) [-0.97000]	-0.003409 (0.00244) [-1.39692]	

@SEAS(2)	0.042946 (0.01722) [2.49348]	0.004033 (0.00675) [0.59770]	0.002018 (0.00142) [1.42179]
@SEAS(3)	0.032596 (0.01665) [1.95765]	0.007687 (0.00652) [1.17853]	-0.000193 (0.00137) [-0.14105]
R-squared	0.262933	0.143698	0.118416
Adj. R-squared	0.167387	0.032696	0.004137
Sum sq. resids	0.146285	0.022450	0.000993
S.E. equation	0.052048	0.020390	0.004288
F-statistic	2.751910	1.294552	1.036199
Log likelihood	99.55519	157.6577	254.3252
Akaike AIC	-2.953393	-4.827669	-7.945976
Schwarz SC	-2.678924	-4.553200	-7.671507
Mean dependent	0.007424	-0.001200	-1.83E-05
S.D. dependent	0.057040	0.020731	0.004297
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.01E-11	
Determinant resid covariance		1.33E-11	
Log likelihood		512.3960	
Akaike information criterion		-15.65793	
Schwarz criterion		-14.73160	

2. Modelo de Exportaciones excluyendo la IEAT

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1993Q1 2006Q4

Included observations: 56

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
LXSI_PIB_SA(-1)	1.000000
TCR(-1)	-1.115657 (1.00054) [-1.11506]
GAP_YUSA(-1)	-19.06453 (6.04385) [-3.15437]
C	10.87266 (4.61609) [2.35538]

Error Correction:	D(LXSI_PIB_SA)	D(TCR)	D(GAP_YUSA)
CointEq1	-0.076672 (0.03675) [-2.08623]	0.029592 (0.01075) [2.75290]	0.004242 (0.00289) [1.46712]
D(LXSI_PIB_SA(-1))	-0.182797 (0.14932) [-1.22424]	-0.022714 (0.04367) [-0.52009]	-0.013622 (0.01175) [-1.15970]
D(LXSI_PIB_SA(-2))	-0.263621 (0.14265) [-1.84805]	-0.053075 (0.04172) [-1.27209]	-0.018759 (0.01122) [-1.67168]
D(TCR(-1))	0.169298 (0.46803) [0.36172]	0.004514 (0.13689) [0.03297]	0.080209 (0.03682) [2.17856]
D(TCR(-2))	0.831336 (0.46079) [1.80413]	-0.114159 (0.13478) [-0.84702]	0.004735 (0.03625) [0.13062]
D(GAP_YUSA(-1))	1.274195 (1.85663) [0.68629]	0.643020 (0.54304) [1.18410]	0.050641 (0.14605) [0.34674]
D(GAP_YUSA(-2))	-0.606690 (1.76593) [-0.34355]	0.730896 (0.51651) [1.41505]	0.300069 (0.13892) [2.16007]
@SEAS(1)	0.019257 (0.01685) [1.14263]	-0.014132 (0.00493) [-2.86682]	-0.002416 (0.00133) [-1.82221]
@SEAS(2)	0.038859 (0.01807) [2.15047]	-0.001164 (0.00529) [-0.22029]	4.03E-05 (0.00142) [0.02838]
@SEAS(3)	0.052439 (0.01763) [2.97417]	-0.005419 (0.00516) [-1.05088]	-0.000932 (0.00139) [-0.67219]
R-squared	0.343261	0.262701	0.260269
Adj. R-squared	0.214768	0.118446	0.115539
Sum sq. resids	0.129845	0.011108	0.000803
S.E. equation	0.053129	0.015540	0.004179
F-statistic	2.671445	1.821095	1.798305
Log likelihood	90.40888	159.2512	232.7923
Akaike AIC	-2.871746	-5.330401	-7.956867
Schwarz SC	-2.510076	-4.968731	-7.595197

Mean dependent	0.004172	0.000262	-5.79E-05
S.D. dependent	0.059956	0.016551	0.004444

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.13E-11
Determinant resid covariance	6.27E-12
Log likelihood	483.8908
Akaike information criterion	-16.06753
Schwarz criterion	-14.83785

3. Modelo de importaciones

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/10/08 Time: 13:41

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
LM_PIB_SA(-1)	1.000000
TCR(-1)	0.580879 (0.20864) [2.78416]
GAP(-1)	-1.675134 (0.41863) [-4.00149]
@TREND(91Q1)	-0.008137 (0.00159) [-5.13182]
C	-1.689639

Error Correction:	D(LM_PIB_SA)	D(TCR)	D(GAP)
CointEq1	-0.720026 (0.24888) [-2.89310]	0.027415 (0.06432) [0.42625]	0.084197 (0.03316) [2.53906]
D(LM_PIB_SA(-1))	-0.191581 (0.17083) [-1.12150]	-0.057329 (0.04415) [-1.29860]	-0.044335 (0.02276) [-1.94782]
D(TCR(-1))	0.008849 (0.58971) [0.01501]	-0.124037 (0.15240) [-0.81390]	-0.051288 (0.07857) [-0.65274]

D(GAP(-1))	0.718911 (1.08001) [0.66565]	0.429392 (0.27911) [1.53845]	0.235482 (0.14390) [1.63641]
C	0.072969 (0.02561) [2.84877]	-0.005656 (0.00662) [-0.85439]	-0.005999 (0.00341) [-1.75768]
DGH_M	-0.106172 (0.03910) [-2.71542]	0.011368 (0.01010) [1.12509]	0.009983 (0.00521) [1.91616]
R-squared	0.404403	0.125990	0.224627
Adj. R-squared	0.333499	0.021941	0.132321
Sum sq. resids	0.184621	0.012330	0.003278
S.E. equation	0.066300	0.017134	0.008834
F-statistic	5.703507	1.210870	2.433499
Log likelihood	65.34661	130.2968	162.0950
Akaike AIC	-2.472776	-5.179034	-6.503958
Schwarz SC	-2.238875	-4.945134	-6.270058
Mean dependent	0.005469	0.000984	-7.60E-05
S.D. dependent	0.081211	0.017325	0.009484
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.72E-11	
Determinant resid covariance		5.17E-11	
Log likelihood		364.1148	
Akaike information criterion		-14.25478	
Schwarz criterion		-13.39715	

4. Modelo de importaciones excluyendo la IEAT

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
LMSI_PIB_SA(-1)	1.000000
TCR(-1)	0.309422 (0.27952) [1.10698]
GAP(-1)	-1.649928 (0.57714) [-2.85882]
@TREND(91Q1)	-0.003771 (0.00189)

			[-1.99486]
C	4.113331		
Error Correction:	D(LMSI_PIB_SA)	D(TCR)	D(GAP)
CointEq1	-0.662094 (0.20340) [-3.25509]	0.034212 (0.05076) [0.67403]	0.080119 (0.02514) [3.18752]
D(LMSI_PIB_SA(-1))	-0.209958 (0.15150) [-1.38584]	-0.044399 (0.03781) [-1.17440]	-0.044746 (0.01872) [-2.39008]
D(TCR(-1))	0.272889 (0.60225) [0.45311]	-0.096813 (0.15029) [-0.64419]	-0.047803 (0.07442) [-0.64232]
D(GAP(-1))	0.895968 (1.15549) [0.77540]	0.272034 (0.28834) [0.94344]	0.162912 (0.14279) [1.14094]
C	0.087410 (0.02933) [2.98035]	-0.008730 (0.00732) [-1.19291]	-0.009282 (0.00362) [-2.56119]
DGHM	-0.125067 (0.04044) [-3.09289]	0.014409 (0.01009) [1.42797]	0.013601 (0.00500) [2.72194]
R-squared	0.422078	0.120283	0.280032
Adj. R-squared	0.353278	0.015555	0.194322
Sum sq. resids	0.199302	0.012411	0.003043
S.E. equation	0.068886	0.017190	0.008512
F-statistic	6.134835	1.148525	3.267188
Log likelihood	63.51025	130.1406	163.8743
Akaike AIC	-2.396260	-5.172526	-6.578095
Schwarz SC	-2.162360	-4.938626	-6.344195
Mean dependent	0.001225	0.000984	-7.60E-05
S.D. dependent	0.085659	0.017325	0.009484
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.62E-11	
Determinant resid covariance		5.78E-11	
Log likelihood		361.4671	
Akaike information criterion		-14.14446	
Schwarz criterion		-13.28683	

Anexo 5 Pruebas Sobre los Residuos

1. Modelo de exportaciones

Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 62

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.630329	2	0.7297
2	5.394976	2	0.0674
3	3.816324	2	0.1484
Joint	23.33524	25	0.5580

Heterocedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 62

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
210.0333	186	0.1093

Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 62

Lags	LM-Stat	Prob
1	12.20133	0.2022
2	6.160168	0.7238
3	13.32406	0.1485
4	14.33270	0.1110
5	7.323201	0.6035
6	8.634889	0.4716

7	13.18237	0.1545
8	5.518671	0.7870
9	4.572821	0.8698
10	6.714583	0.6668
11	6.078097	0.7321
12	10.77571	0.2914

Probs from chi-square with 9 df.

2. Modelo de exportaciones excluyendo la IEAT

Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1993Q1 2006Q4

Included observations: 56

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.800156	2	0.4065
2	1.517850	2	0.4682
3	5.780095	2	0.0556
Joint	9.098102	6	0.1681

Heterocedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1993Q1 2006Q4

Included observations: 56

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
118.2491	102	0.1296

Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1993Q1 2006Q4

Included observations: 56

Lags	LM-Stat	Prob

1	11.12939	0.2669
2	5.777904	0.7619
3	14.15062	0.1171
4	12.71762	0.1758
5	13.40561	0.1451
6	13.87231	0.1269
7	13.80836	0.1293
8	8.009102	0.5332
9	5.599635	0.7792
10	5.357122	0.8021
11	6.096959	0.7302
12	8.372608	0.4971

Probs from chi-square with 9 df.

3. Modelo de importaciones

Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	13.71894	2	0.0010
2	0.794683	2	0.6721
3	0.852033	2	0.6531
Joint	25.86151	25	0.4150

Heterocedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
120.7105	114	0.3156

Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.11135	0.3415
2	4.505291	0.8751
3	8.890380	0.4475
4	9.256247	0.4140
5	6.250373	0.7146
6	4.043745	0.9085
7	3.220019	0.9549
8	9.269989	0.4127
9	7.814387	0.5530
10	10.83924	0.2869
11	3.801580	0.9240
12	7.771150	0.5574

Probs from chi-square with 9 df.

4. Modelo de importaciones excluyendo la IEAT

Normalidad

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	5.514345	2	0.0635
2	0.712038	2	0.7005
3	3.976352	2	0.1369
Joint	10.20274	6	0.1164

Heterocedasticidad

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
140.2544	114	0.0480

Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Lags	LM-Stat	Prob
1	13.08337	0.1589
2	5.195585	0.8169
3	9.736959	0.3722
4	11.53222	0.2410
5	7.682914	0.5664
6	3.667060	0.9319
7	3.432210	0.9447
8	7.264269	0.6096
9	5.221180	0.8146
10	7.206375	0.6156
11	4.548177	0.8718
12	2.470738	0.9817

Probs from chi-square with 9 df.

Anexo 6

Pruebas de Restricción de Coeficientes de Wald

1. Modelo de exportaciones

Elasticidad ingreso unitaria

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 6 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.526895
---------------	----------

Probability	0.467915
-------------	----------

Rendimientos constantes a escala

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1991Q3 2006Q4

Included observations: 62 after adjustments

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

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,2)+B(1,3)=-1$$

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.616789
---------------	----------

Probability	0.432243
-------------	----------

Restricción de exogeneidad

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3)	2.467605
---------------	----------

Probability	0.481174
-------------	----------

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

2. Modelo de exportaciones excluyendo la IEAT

Elasticidad ingreso unitaria

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 14 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	6.364136
---------------	----------

Probability	0.011645
-------------	----------

Rendimientos constantes a escala

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,2)+B(1,3)=-1$$

Convergence achieved after 14 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	6.732095
---------------	----------

Probability	0.009469
-------------	----------

Restricción de exogeneidad

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 22 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2)	7.351109
---------------	----------

Probability	0.025335
-------------	----------

3. Modelo de importaciones

Elasticidad ingreso unitaria

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 11 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	1.567703
---------------	----------

Probability	0.210541
-------------	----------

Rendimientos constantes a escala

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,2)+B(1,3)=-1$$

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.029957
---------------	----------

Probability	0.862587
-------------	----------

Restricción de exogeneidad

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 6 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3)	3.303734
---------------	----------

Probability	0.347123
-------------	----------

4. Modelo de importaciones excluyendo la IEAT

Elasticidad ingreso unitaria

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	1.096031
---------------	----------

Probability	0.295139
-------------	----------

Rendimientos constantes a escala

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,2)+B(1,3)=-1$$

Convergence achieved after 3 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1)	0.379506
---------------	----------

Probability	0.537868
-------------	----------

Restricción de exogeneidad

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 9 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(2) 7.758726

Probability 0.020664

Anexo 7

Condición Marshall-Lerner²⁵

La validez del supuesto que una depreciación real del colón mejorará la cuenta corriente de la balanza de pagos del país, depende del comportamiento de los volúmenes de exportaciones e importaciones de bienes y servicios ante la variación del tipo de cambio real. Respecto a lo anterior, la “*condición Marshall-Lerner*” señala que una depreciación real de la moneda doméstica mejora la cuenta corriente si los volúmenes de las exportaciones e importaciones son lo suficientemente elásticos respecto al tipo de cambio real.

Para demostrar la condición Marshall-Lerner, se puede expresar las importaciones nacionales en moneda doméstica, M , como el producto del tipo de cambio real, q , y el valor de las exportaciones externas con destino al país considerado, X^* :

$$M = q X^* \quad (7.7.1)$$

Así, podemos simplificar la ecuación (X) de la cuenta corriente como:

$$CC = X - qX^* \quad (7.7.2)$$

Sea ahora X_q y X_q^* el efecto de un aumento del tipo de cambio real sobre la demanda de exportaciones y sobre el valor de importaciones, respectivamente. De esta manera:

$$X_q = \frac{\Delta X}{\Delta q} \quad (7.7.3)$$

$$X_q^* = \frac{\Delta X^*}{\Delta q} \quad (7.7.4)$$

El término X_q es positivo, dado que una depreciación real hace que los productos domésticos sean relativamente más baratos por lo que se incentiva su exportación, mientras que el término X_q^* es negativo, pues una rebaja relativa de los precios de los bienes nacionales reduce la demanda interna de importaciones.

Utilizando las ecuaciones anteriores, se puede plantear como un aumento de q afecta la cuenta corriente si todo lo demás permanece constante. Una variación de la cuenta corriente de la balanza de pagos se puede expresar como:

$$\begin{aligned} \Delta CC &= CC_2 - CC_1 = (X_2 - q_2 X_2^*) - (X_1 - q_1 X_1^*) \\ &= \Delta X - q_2 \Delta X_q^* - \Delta q X_1^* \end{aligned} \quad (7.7.5)$$

Así, el cambio de la cuenta corriente ante una variación de q , sería:

$$\frac{\Delta CC}{\Delta q} = X_q - (q_2 X_q^*) - X_1^* \quad (7.7.6)$$

La ecuación anterior resume los dos efectos que tiene una depreciación real sobre la cuenta corriente de la balanza de pagos, el “*efecto volumen*” y el “*efecto valor*”. Los primeros dos términos del lado derecho de

²⁵ Basado en Krugman y Obstfeld (2001)

la ecuación (7.7.6) representan el efecto volumen, el resultado del cambio de q sobre las unidades de producto exportadas e importadas. Este efecto es siempre positivo, ya que $X_q > 0$ y $X_q^* < 0$. El último término de la ecuación anterior, representa el efecto valor, que es precedido de un signo negativo. De esta manera, ante un incremento de q aumenta el valor del volumen inicial de importaciones, lo que desmejora el saldo de la cuenta corriente.

Si definimos la elasticidad de la demanda de exportaciones e importaciones respecto a q como:

$$\begin{aligned} \eta &= X_q (q_1/X_1) \\ \eta^* &= -X_q^* (q_1/X_1^*) \end{aligned} \quad (7.7.7)$$

Al multiplicar la ecuación (7.7.6) por (q_1/X_1) con el fin de expresarla en términos de elasticidades de comercio y suponiendo que la cuenta corriente se encuentra inicialmente en equilibrio, es decir $X_1 = q_1 X_1^*$, el efecto de una depreciación real sobre la cuenta corriente de la balanza de pagos es positivo cuando:

$$\eta + (q_2/q_1) \eta^* - 1 > 0 \quad (7.7.8)$$

Si se supone que la variación de q es reducida, $q_2 \approx q_1$, la condición para que un aumento de q mejore la cuenta corriente cuando esta se encuentra en equilibrio, conocida como la “*condición Marshall – Lerner*”, es que:

$$\eta + \eta^* > 1 \quad (7.7.9)$$

En el caso de este documento, donde se modelaron ecuaciones para el *quantum* de exportaciones e importaciones, el efecto de un aumento de q será siempre una mejora de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Esto, debido a que el “*efecto valor*” de una depreciación real de la moneda doméstica, no existiría en la modelación descrita en esta investigación. Más específicamente, el último término de la ecuación (7.7.6), X_1^* , es nulo al emplearse ecuaciones de volumen de exportaciones e importaciones. De esta manera, solo sería relevante el efecto “volumen”, el cual desde el punto de vista teórico es inequívocamente positivo.

Anexo 8 Capacidad de Pronóstico

Cuadro 7.8a. Capacidad de pronóstico de las funciones de demanda por exportaciones de bienes y servicios totales y excluyendo la IEAT.

Exportaciones totales					
Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs
1	0.0114	0.0388	0.0503	0.4394	20
2	0.0057	0.0390	0.0513	0.4166	19
3	0.0057	0.0404	0.0524	0.4961	18
4	0.0035	0.0403	0.0529	0.8683	17
5	0.0043	0.0422	0.0545	0.5586	16
6	0.0038	0.0442	0.0562	0.4365	15
7	0.0023	0.0457	0.0578	0.5563	14
8	0.0001	0.0468	0.0594	0.8607	13
PROMEDIO	0.0046	0.0422	0.0544	0.5791	

Exportaciones sin IEAT					
Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs
1	0.0083	0.0364	0.0502	0.4096	20
2	0.0000	0.0326	0.0458	0.3616	19
3	-0.0040	0.0342	0.0468	0.3999	18
4	-0.0058	0.0328	0.0458	0.6230	17
5	-0.0030	0.0326	0.0464	0.4626	16
6	-0.0018	0.0328	0.0472	0.3717	15
7	-0.0027	0.0344	0.0488	0.4180	14
8	-0.0058	0.0339	0.0495	0.6295	13
PROMEDIO	-0.0019	0.0337	0.0476	0.4595	

Se pronostica a partir del primer trimestre del 2005, de uno a ocho pasos adelante, a partir de los coeficientes de regresión estimados de los modelos.

Fuente: elaboración propia

Cuadro 7.8b. Capacidad de pronóstico de las funciones de demanda por importaciones de bienes y servicios totales y excluyendo la IEAT

Importaciones totales					
Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs
1	0.0021	0.0406	0.0460	0.2570	20
2	0.0044	0.0371	0.0435	0.3749	19
3	0.0029	0.0371	0.0434	0.3230	18
4	0.0008	0.0370	0.0436	0.3824	17
5	-0.0001	0.0384	0.0448	0.3141	16
6	0.0044	0.0366	0.0430	0.2889	15
7	0.0090	0.0349	0.0415	0.3205	14
8	0.0103	0.0369	0.0430	0.2953	13
PROMEDIO	0.0042	0.0373	0.0436	0.3195	

Importaciones sin IEAT					
Pasos	Mean Error	Mean Abs Error	RMS Error	Theil U	N Obs
1	0.0031	0.0451	0.0502	0.2515	20
2	0.0074	0.0414	0.0454	0.3578	19
3	0.0057	0.0405	0.0445	0.3161	18
4	0.0024	0.0392	0.0432	0.3682	17
5	0.0000	0.0392	0.0435	0.2730	16
6	0.0043	0.0376	0.0417	0.2773	15
7	0.0073	0.0376	0.0420	0.2840	14
8	0.0096	0.0387	0.0431	0.2786	13
PROMEDIO	0.0050	0.0399	0.0442	0.3008	

Se pronostica a partir del primer trimestre del 2005, de uno a ocho pasos adelante, a partir de los coeficientes de regresión estimados de los modelos.

Fuente: elaboración propia