



BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA

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

Carlos Mora Gómez
Carlos Torres Gutiérrez

Documento de Investigación
DIE-04-2008-DI, Abril, 2008

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el
Departamento de Investigación Económica

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no necesariamente representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

Tabla de contenido

Resumen	1
1. Introducción	2
2. Enfoque Teórico	3
3. Metodología	6
4. Evidencia Empírica	7
5. Consideraciones Finales	13
6. Referencias Bibliográficas	15
7. Anexos	18
Anexo 1: Comportamiento gráfico de las variables.....	18
Anexo 2: Grado de integración de las series.....	19
Anexo 3: Pruebas de cointegración.....	20
Anexo 4: Modelos estimados.....	23
Anexo 5: Pruebas sobre los residuos	29
Anexo 6: Pruebas de restricción de coeficientes, de exogeneidad y causalidad.....	34
Anexo 7: Condición Marshall-Lerner	41
Anexo 8: Funciones de impulso respuesta acumuladas	43
Anexo 9: Capacidad de pronóstico de los modelos	44

Funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: periodo 1991 - 2006¹

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 términos reales y se estiman con datos trimestrales del periodo 1991-2006.

La evidencia empírica muestra que las funciones de demanda por exportaciones e importaciones dependen del tipo de cambio real multilateral y de la brecha del producto externo e interno, respectivamente.

No se rechazó la hipótesis de elasticidad 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 de escala, con excepción de la función de demanda por exportaciones sin IEAT, en la cual no se verificó esta última hipótesis.

Con las cuatro funciones de comercio estimadas se puede realizar inferencia estadística válida sobre los parámetros de interés, pues cumplen con la condición de exogeneidad débil. No obstante, solo las funciones de demanda por exportaciones totales y sin IEAT pueden utilizarse para el pronóstico, dado que en ellas se verifica la condición de exogeneidad fuerte. Estas funciones mostraron mayor capacidad de proyección que un modelo “ingenuo” de referencia.

De acuerdo con la condición Marshall-Lerner, ceteris paribus, una depreciación real mejoraría la balanza comercial del país.

Clasificación JEL: F14, F17, C52, C53

Palabras claves: modelo de exportaciones, importaciones; balanza comercial; condición Marshall-Lerner, exogeneidad débil y fuerte.

¹ Los autores agradecen los comentarios y observaciones de Mario Rojas.

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, sus participaciones en el PIB han 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 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, la ventaja de la presente investigación es la estimación de funciones reales, 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 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 (DEM) 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 Imperfectos*” (Reinhart, 1995), cuyo supuesto central es que los bienes exportados e importados no son sustitutos perfectos para el consumo de bienes no transables domésticos⁸, lo que motiva el comercio entre las economías.

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 industrializadas¹⁰.

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

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 (d_t) de bienes domésticos y bienes exportables (x_t), los cuales no son consumidos internamente. Como el modelo es real (ausencia de dinero), se utiliza el bien no transable como numerario, con lo que se definen 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 bienes exportables menos el servicio de la deuda: $(x_t - r^* A_t)(p^x/p)_t$.
- Deriva utilidad del consumo de bienes no transables e importados. Se supone por simplicidad que la función de utilidad intertemporal es tipo Cobb-Douglas¹¹ con

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

rendimientos constantes de escala: $U(h_t, m_t) = h_t^\alpha m_t^{(1-\alpha)}$; $\forall 0 < \alpha < 1$ (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:

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

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. 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 (para r^* dada).

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:

$$h_t = [\alpha / (1-\alpha)] m_t \left(p^m / p \right)_t \quad (2)$$

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 éste pospondrá su consumo presente de bienes importados a favor del consumo futuro de estos bienes, con lo que su tasa de variación será positiva: $\dot{m}_t / m_t > 0$.

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.

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

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 exportados 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 parte de 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, $U(h_t^*, x_t) = h_t^{*\theta} x_t^{(1-\theta)}$; $\forall 0 < \theta < 1$, sujeto a su restricción presupuestaria en forma semejante al 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 se asume que 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.

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 refieren las importaciones y las exportaciones a sus

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

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:

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

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

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 dado el uso 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 (en valor absoluto) menores que uno (Reinhart op. cit), lo cual se somete a verificación empírica más adelante.

3. Metodología

Se utilizan las siguientes variables trimestrales del periodo 1991-2006:

- x_t ; xs_t Logaritmo del valor de las exportaciones de bienes y servicios totales como proporción del PIB¹⁴. Para xs_t , se excluyen los envíos externos de la IEAT y se escala al PIB real sin este aporte. Fuente: DEM.
- m_t ; ms_t Logaritmo del valor de las importaciones de bienes y servicios totales, como proporción del PIB¹⁵. ms_t excluye las adquisiciones externas de la IEAT y también se escala al PIB real sin componente. 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 participación en el comercio y el índice de precios al consumidor local. Fuente: DEM.

¹⁴ Ambas variables en millones de colones de 1991 y desestacionalizadas con el método de Census X12. La variable de comercio exterior se cuantifica según metodología de compilación de cuentas nacionales.

¹⁵ Ídem nota 14.

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 de estructura 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, 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.

4. Evidencia Empírica

El comportamiento gráfico de las variables utilizadas se muestra en el Anexo 1. Las pruebas del grado de integración de las series revelan que éstas son integradas de orden uno (Anexo 2) y cointegran (Anexos 3)¹⁸, lo que minimiza la posibilidad de que las relaciones funcionales establecidas entre las exportaciones e importaciones y sus determinantes (Cuadro 1) correspondan al azar o a la casualidad (regresión espuria), permitiéndose el reflejo de las relaciones estructurales entre las variables.

¹⁶ Estados Unidos tiene una alta participación en el comercio de bienes con Costa Rica (46%). Al incluir los servicios de turismo, centros de llamadas, centros de negocios y otro tipo de prestaciones que se realizan mayoritariamente con Estados Unidos, la participación es aún mayor, lo que sugiere que es mínima la pérdida de generalización de los resultados debido a la utilización de la brecha del producto de ese país como *proxy* de la brecha del producto de los principales socios comerciales. En todo caso, puede explorarse en futuras extensiones del trabajo la conveniencia de utilizar una brecha 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 éstas).

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

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	-12.50	1.69	0.31
y_t^b			1.68	2.21
y_t^{b*}	5.11	10.99		
q_t	0.34	2.49	-0.58	-0.27
Corrección de error (Estadístico t)	-0.20 (-2.41)	-0.08 (-2.10)	-0.72 (-2.89)	-0.59 (-2.71)

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 3).

2/ Toma en cuenta en su parte dinámica variables estacionales y una dummy para un residuo fuera de serie en 2002q1.

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

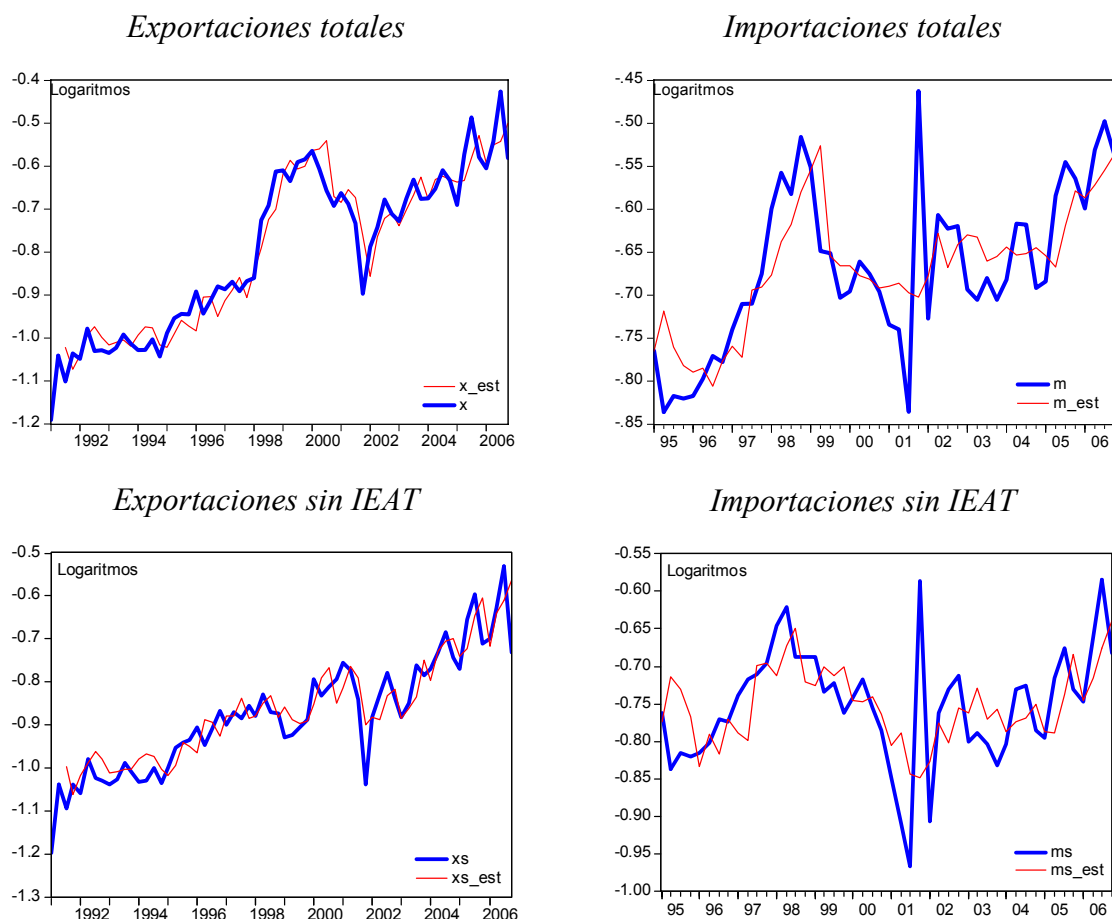
Fuente: elaboración propia

En las regresiones anteriores los residuos se distribuyen normalmente, son homocedásticos y no están autocorrelacionados (Anexo 5). Los modelos presentan un ajuste de regresión satisfactorio (Figura 1) y son estables, debido a que, como lo indican los signos y significancias 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. Además, se cumple la exogeneidad débil (Anexo 4

¹⁹ Véanse mayores detalles en el Anexo 4.

y 5)²⁰, implicando que no existe retroalimentación desde las restantes ecuaciones de cada modelo hacia las funciones mencionadas. Por otra parte, el tipo de cambio real y la brecha de producto externo causan en sentido de Granger a las exportaciones totales y sin IEAT²¹, estando estas últimas predeterminadas (lo que es coherente con el modelo teórico) y no causando en sentido de Granger al tipo de cambio real y a la brecha externa, las cuales son exógenas en el modelo. Estas direcciones de causalidad no se cumplieron para las funciones de importaciones totales y sin IEAT (Anexo 6). Así, en rigor solo las exportaciones totales y sin IEAT pueden considerarse como variables exógenas fuertes a lo largo del periodo de análisis, siendo sus funciones de demanda válidas para el pronóstico de dichas variables. Las importaciones totales y sin IEAT cumplieron la exogeneidad débil pero no la fuerte, por lo que sus funciones de demanda solo son útiles para realizar inferencias estadísticas válidas sobre los parámetros de interés (Galindo, op. cit.)

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



²⁰ Para las exportaciones e importaciones sin IEAT, la exogeneidad débil se verifica utilizando una prueba $F(df, T-k)$, donde df es el número de restricciones impuestas, T el número de datos y k el número de parámetros de una ecuación del sistema. Esta prueba se comporta mejor en muestras pequeñas, según se menciona en Galindo (1997).

²¹ Esta última hipótesis se verifica al 10% de significancia.

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% (11.0% y 2.2%) en los valores reales totales (sin IEAT) exportados e importados, respectivamente. No obstante, no se rechazó la hipótesis de que las elasticidades ingreso fueran unitarias (Anexo 6), lo que significa que, *ceteris paribus*, las alteraciones de las brechas de producto se trasladan uno a uno a los valores comerciados²².

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 2.5%, respectivamente; mientras que reducen las importaciones totales y sin IEAT en 0.6% y 0.3%, en ese orden.

En rigor, no son comparables las elasticidades ingreso y precio encontradas en este trabajo, con respecto a estimaciones previas (Muñoz, Rojas, Sáenz y Tenorio, 2002²³; León, 2003²⁴ y Muñoz, Rojas, Romero y Torres, 2005²⁵), debido a la diferente medida 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 comparación²⁶.

No obstante el interés por la interpretación individual de los coeficientes estimados de las elasticidades de largo plazo, para Lutkepohl (1993) es más importante analizar el efecto conjunto de cambios en las variables explicativas sobre el valor real 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 éstas, 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):

²² Exportaciones e importaciones reales como porcentaje del PIB real, sean éstas con o sin IEAT. Conviene señalar que, en general, no cambiaría el valor estimado de las elasticidades de largo plazo si en vez de escalar al PIB dichas variables se utilizaran sus valores reales observados. En este caso, solo se modificaría el valor de la constante de regresión.

²³ Mediante mínimos cuadrados en dos etapas y datos trimestrales de los subperiodos 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 subperiodos señalados.

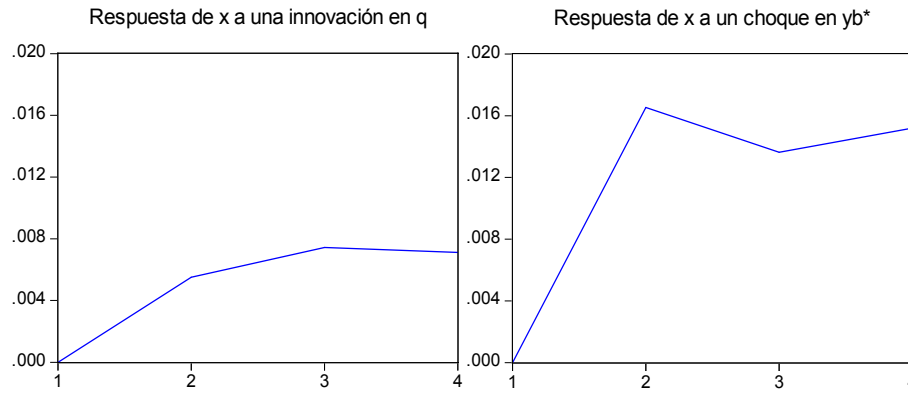
²⁴ Con mínimos cuadrados ordinarios y datos trimestrales de 1991-2002, se estimó una elasticidad ingreso de las importaciones de 2,1% y una elasticidad de la “brecha” del tipo de cambio real de -1.03% y -0.77%, según datos sin ajuste estacional y desestacionalizados, respectivamente, aunque no se rechaza la hipótesis de que el coeficiente estimado sea cero al 18% de probabilidad.

²⁵ Se usó el método de cointegración en dos etapas de Engle-Granger y mecanismo de corrección de errores, con datos trimestrales de 1991-2005.

²⁶ Asimismo, no son comparables con las elasticidades halladas por Reinhart, op. cit. para una muestra de cinco países latinoamericanos.

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

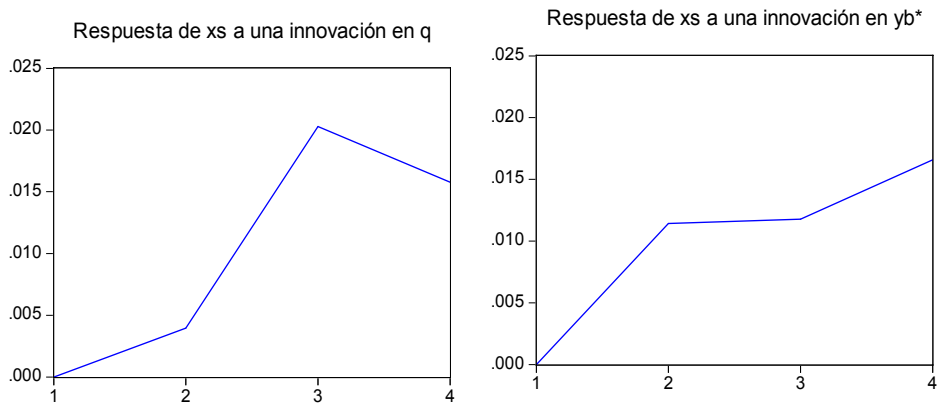
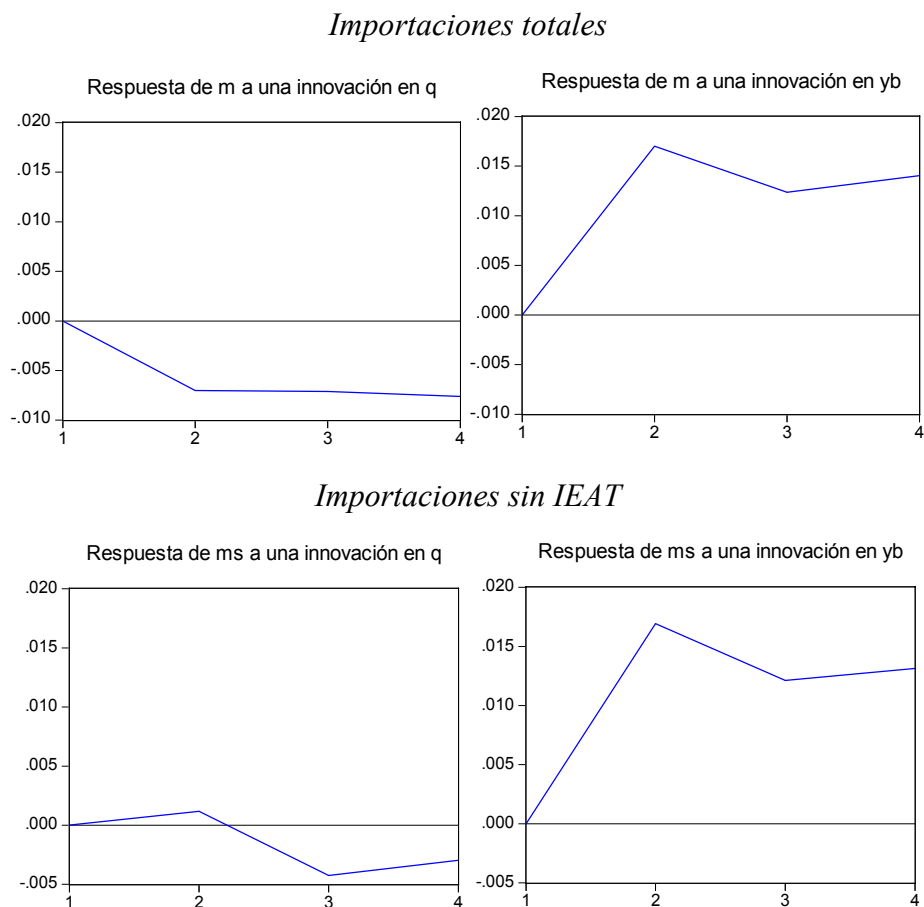


Figura 3. Costa Rica. Función de demanda por importaciones: FIR a innovaciones en el tipo de cambio real y en la brecha interna



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 después de medio año. De esta manera, al cuantificar estos efectos acumulados a un año, para las funciones que cumplieron con la condición de exogeneidad fuerte, se estima que ante un aumento de 1% en la brecha del producto externo, *ceteris paribus*, las exportaciones totales y sin IEAT como porcentaje del PIB aumentarían 2% y 2.5%, respectivamente. Por su parte, una depreciación real de 1%, manteniendo todo lo demás constante, provocaría un aumento de las exportaciones totales y sin IEAT como porcentaje del PIB de 0.3% y 0.6%, en su orden (Anexo 8).

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 de escala (Anexo 6), lo que es acorde con las predicciones del modelo teórico, el cual supuso funciones de utilidad tipo Cobb-Douglas²⁷.

²⁷ En la función de exportaciones sin IEAT no se verificó la predicción de rendimientos constantes a escala.

Como el efecto volumen de la Condición Marshall-Lerner es inequívocamente positivo (Anexo 7) y aislándose de otros efectos, una depreciación real mejoraría la balanza comercial del país, ante el aumento de las exportaciones y la reducción de las importaciones resultante.

Para evaluar la capacidad de proyección dentro de la muestra 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 pronosticada²⁸, lo que lo hace independiente de la escala de medición de las variables.

Como se observa en los cuadros 5 y 6 (Anexo 9), las funciones estimadas de exportaciones totales y sin IEAT tuvieron una mayor capacidad de pronóstico dentro de muestra, en comparación con un modelo “ingenuo” utilizado de referencia²⁹, dado que las RMSE de las primeras fueron menores que la de ese modelo; de esta forma, exhibieron estadísticos U de Theil menores que 1 en promedio y en cada paso de proyección.

5. *Consideraciones Finales*

La 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 la IEAT. Las funciones se especificaron en términos reales, 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 negociados externamente.

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 11.0% y 2.2% en su orden. No obstante, no se rechazó la hipótesis nula de que éstas fueran unitarias, lo que significa que los cambios en las brechas de producto se traspasan uno a uno a los valores comercializados. 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 2.5%, mientras que tales elasticidades para el caso de las importaciones totales y sin IEAT fueron -0.6% y -0.3%, en su orden.

²⁸ El pronóstico de la variable en cuestión para el periodo t es igual a su valor observado en $t-1$.

²⁹ Este resultado también se verificó para el caso de las funciones de demanda por importaciones totales y sin IEAT, pero no se comenta en vista de que estas funciones no cumplieron la exogeneidad fuerte.

Al considerar los efectos de corto y largo plazo de las funciones de impulso respuesta, en las demandas de exportaciones totales y sin IEAT (las cuales cumplieron la condición de exogeneidad fuerte), se observa que, a un horizonte de un año, un aumento de 1% en la brecha del producto externo, *ceteris paribus*, incrementa las exportaciones totales y sin IEAT como porcentaje del PIB en 2% y 2.5%, respectivamente. Por su parte, una innovación de 1% en el tipo de cambio real, *ceteris paribus*, provocaría un incremento de las exportaciones totales y sin IEAT como porcentaje del PIB de 0.3% y 0.6%, respectivamente. La depreciación real, *ceteris paribus*, mejoraría la balanza comercial del país, según la condición Marshall-Lerner.

Por último, las funciones estimadas de exportaciones totales y sin IEAT tuvieron mayor capacidad de pronóstico dentro de muestra que un modelo “ingenuo” utilizado como referencia.

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.
- Galindo (1997a) “*El concepto de exogeneidad en la econometría moderna*”. Investigación Económica, Vol. LVII:220, abril-junio, pp. 97-111.
- Galindo (1997b) “*El concepto de exogeneidad en la econometría moderna: conceptos aplicados*”, II Taller de Capacitación en Modelos Macroeconómicos para el Diseño y Análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y República Dominicana, presentación impresa.
- 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.

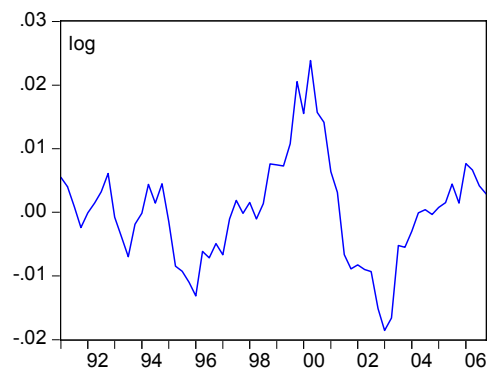
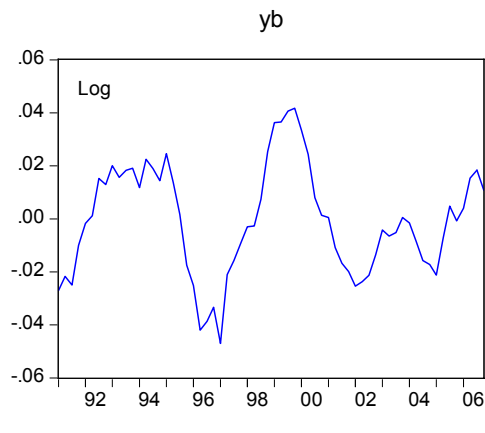
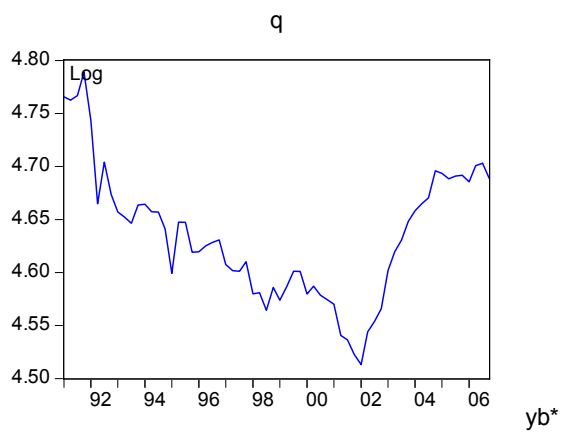
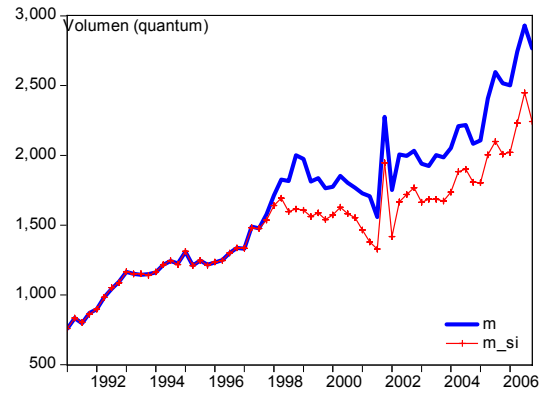
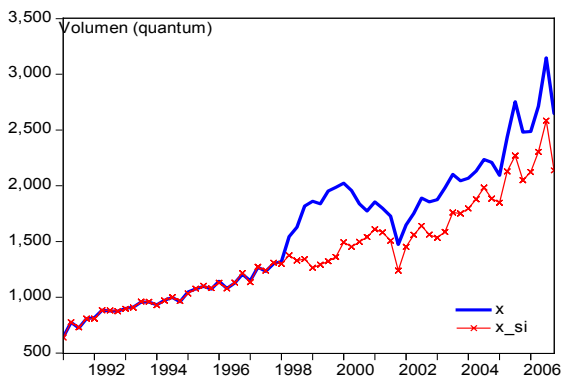
Perron (1997) "*Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables*", Journal of Econometrics 80,1997.

Reinhart (1995) "*Devaluation, Relative Prices, and International Trade*". Staff Papers, International Monetary Fund (IMF), Vol. 42, No. 2, 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.

7. *Anexos.*

Anexo 1: Comportamiento gráfico de las variables



Anexo 2: Grado de integración de las series

Cuadro 2. 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 3. 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_PIBSI_SA TCR GAP_YUSA
 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 *	0.369473	35.35486	29.79707	0.0103
At most 1	0.113918	7.682904	15.49471	0.4999
At most 2	0.007078	0.426168	3.841466	0.5139

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: LXS_PIBSI_SA TCR GAP_YUSA

Full Structural Break

Including 3 Lags of Difference Selected by Truncation at Longest Lag with P-value < 0.10000

Minimum T-Statistic -6.10331 at 1994:04

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_PIBSI_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 *	0.447445	42.93157	29.79707	0.0009
At most 1	0.218809	14.45790	15.49471	0.0712
At most 2	0.052824	2.604996	3.841466	0.1065

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: LMS_PIBSI_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 -6.80049 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. resid	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: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

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

Cointegrating Eq:	CointEq1
LXSI_PIBSI_SA(-1)	1.000000
TCR(-1)	-2.492288 (0.76418) [-3.26138]
GAP_YUSA(-1)	-10.99102 (5.14438) [-2.13651]
C	12.49936 (3.53625) [3.53464]
Error Correction:	D(LXSI_PIBSI_SA) D(TCR) D(GAP_YUSA)

CointEq1	-0.075818 (0.03614) [-2.09769]	0.047682 (0.01270) [3.75452]	-0.001851 (0.00294) [-0.62919]
D(LXSI_PIBSI_SA(-1))	-0.097335 (0.14815) [-0.65702]	0.006529 (0.05205) [0.12543]	0.005272 (0.01206) [0.43706]
D(TCR(-1))	0.275662 (0.35577) [0.77483]	-0.124630 (0.12501) [-0.99697]	0.057108 (0.02897) [1.97160]
D(GAP_YUSA(-1))	3.317952 (1.68177) [1.97289]	0.466368 (0.59093) [0.78921]	0.008874 (0.13692) [0.06481]
@SEAS(1)	-0.002706 (0.01461) [-0.18515]	-0.012659 (0.00513) [-2.46552]	-0.001332 (0.00119) [-1.11925]
@SEAS(2)	0.044474 (0.01503) [2.95925]	-0.004741 (0.00528) [-0.89776]	0.001758 (0.00122) [1.43698]
@SEAS(3)	0.030441 (0.01503) [2.02556]	-0.002593 (0.00528) [-0.49106]	-0.000215 (0.00122) [-0.17564]
DU	0.171576 (0.06407) [2.67774]	-0.009817 (0.02251) [-0.43605]	0.004324 (0.00522) [0.82893]
R-squared	0.339690	0.279513	0.102836
Adj. R-squared	0.250802	0.182525	-0.017936
Sum sq. resids	0.149592	0.018469	0.000992
S.E. equation	0.053636	0.018846	0.004367
F-statistic	3.821550	2.881920	0.851488
Log likelihood	94.68929	157.4439	245.1806
Akaike AIC	-2.889643	-4.981465	-7.906019
Schwarz SC	-2.610397	-4.702219	-7.626773
Mean dependent	0.005102	-0.001678	8.83E-05
S.D. dependent	0.061966	0.020844	0.004328
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.88E-11	
Determinant resid covariance		1.22E-11	
Log likelihood		498.4153	
Akaike information criterion		-15.68051	
Schwarz criterion		-14.70315	

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)	0.011368 (0.01010)	0.009983 (0.00521)

	[-2.71542]	[1.12509]	[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_PIBSI_SA(-1)	1.000000		
TCR(-1)	0.266135	(0.31080)	[0.85629]
GAP(-1)	-2.211048	(0.63834)	[-3.46375]
@TREND(91Q1)	-0.004241	(0.00211)	[-2.01142]
C	-0.311459		
Error Correction:	D(LMSI_PIBSI_SA)	D(TCR)	D(GAP)
CointEq1	-0.585947	0.041180	0.078205
	(0.21626)	(0.04865)	(0.02595)
	[-2.70942]	[0.84644]	[3.01373]

D(LMSI_PIBSI_SA(-1))	-0.232115 (0.16643) [-1.39465]	-0.039792 (0.03744) [-1.06279]	-0.047794 (0.01997) [-2.39321]
D(TCR(-1))	0.355920 (0.70395) [0.50560]	-0.028845 (0.15836) [-0.18215]	-0.063107 (0.08447) [-0.74711]
D(GAP(-1))	1.150656 (1.21983) [0.94329]	0.277362 (0.27441) [1.01075]	0.210238 (0.14637) [1.43636]
C	0.082663 (0.03554) [2.32600]	-0.007934 (0.00799) [-0.99241]	-0.008158 (0.00426) [-1.91312]
DGHM	-0.096444 (0.03769) [-2.55909]	0.013746 (0.00848) [1.62134]	0.010953 (0.00452) [2.42201]
@SEAS(1)	-0.035364 (0.03020) [-1.17098]	-0.009975 (0.00679) [-1.46819]	0.000562 (0.00362) [0.15502]
@SEAS(2)	-0.008235 (0.03165) [-0.26019]	0.007075 (0.00712) [0.99366]	0.000279 (0.00380) [0.07348]
@SEAS(3)	-0.009206 (0.03113) [-0.29574]	0.001545 (0.00700) [0.22061]	0.002403 (0.00374) [0.64338]
R-squared	0.413684	0.241903	0.280197
Adj. R-squared	0.293415	0.086396	0.132545
Sum sq. resids	0.211331	0.010695	0.003043
S.E. equation	0.073612	0.016560	0.008833
F-statistic	3.439635	1.555573	1.897684
Log likelihood	62.10370	133.7116	163.8798
Akaike AIC	-2.212654	-5.196315	-6.453324
Schwarz SC	-1.861804	-4.845465	-6.102474
Mean dependent	0.002536	0.000984	-7.60E-05
S.D. dependent	0.087572	0.017325	0.009484
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.23E-11	
Determinant resid covariance		4.95E-11	
Log likelihood		365.1742	
Akaike information criterion		-13.92393	
Schwarz criterion		-12.71544	

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: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.513190	2.633640	1	0.1046
2	-0.287206	0.824873	1	0.3638
3	0.332727	1.107073	1	0.2927
Joint		4.565586	3	0.2065

Heterocedasticidad

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

Sample: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
84.97109	72	0.1408

Autocorrelación

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

Lags	LM-Stat	Prob
1	13.09502	0.1584
2	16.34252	0.0601
3	11.57236	0.2385
4	12.99550	0.1628
5	9.065255	0.4313
6	8.095693	0.5245
7	15.01414	0.0905
8	6.469464	0.6922
9	6.474327	0.6917
10	7.535658	0.5815
11	7.340306	0.6017
12	12.12347	0.2064

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: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Sample: 1995Q1 2006Q4
 Included observations: 48

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.711623	4.051262	1	0.0441
2	0.061537	0.030294	1	0.8618
3	0.133920	0.143476	1	0.7048
Joint		4.225033	3	0.2382

Heterocedasticidad

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

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
92.25665	72	0.0541

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	9.544839	0.3886
2	7.005873	0.6365
3	11.04432	0.2727
4	13.36852	0.1466
5	7.515951	0.5836
6	3.637916	0.9336
7	4.028632	0.9095
8	6.717361	0.6665
9	5.889276	0.7509
10	7.434123	0.5920
11	4.682551	0.8611
12	3.151285	0.9580

Probs from chi-square with 9 df.

Anexo 6: Pruebas de restricción de coeficientes, de exogeneidad y causalidad

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
-------------------	----------

Prueba de causalidad de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1991Q1 2006Q4

Included observations: 62

Dependent variable: D(LX_PIB_SA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCR)	0.164168	1	0.6853
D(GAP_YUSA)	5.055073	1	0.0246
All	5.205020	2	0.0741

Dependent variable: D(TCR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LX_PIB_SA)	0.157883	1	0.6911
D(GAP_YUSA)	0.206292	1	0.6497
All	0.376966	2	0.8282

Dependent variable: D(GAP_YUSA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LX_PIB_SA)	0.270034	1	0.6033
D(TCR)	3.103991	1	0.0781
All	3.337088	2	0.1885

2. Modelo de exportaciones excluyendo la IEAT

Elasticidad ingreso unitaria

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

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

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 20 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 3.046138

Probability 0.080929

Rendimientos constantes a escala

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

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

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 21 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 4.559810

Probability 0.032731

Restricción de exogeneidad

Hipótesis nula	Estadístico F		Valor tabular (5%)	Decisión
	D(TCR)	D(GAP_YUSA)		
$A(2,1)=0, A(3,1)=0$	1.0954	0.7908	2.84	No se rechaza H_0

Fuente: Elaboración propia basado en Galindo (1997b)

Prueba de causalidad de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1992Q1 2006Q4

Included observations: 60

Dependent variable: D(LXSI_PIBSI_SA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCR)	0.479226	1	0.4888
D(GAP_YUSA)	4.936981	1	0.0263
All	5.458042	2	0.0653

Dependent variable: D(TCR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LXSI_PIBSI_	0.034003	1	0.8537

SA)			
D(GAP_YUSA)	0.082008	1	0.7746
All	0.119530	2	0.9420

Dependent variable: D(GAP_YUSA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LXSI_PIBSI_			
SA)	0.341669	1	0.5589
D(TCR)	4.177113	1	0.0410
All	4.365890	2	0.1127

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

Prueba de causalidad de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 1995Q1 2006Q4
 Included observations: 48

Dependent variable: D(LM_PIB_SA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCR)	0.000892	1	0.9762
D(GAP)	0.476321	1	0.4901
All	0.484448	2	0.7849

Dependent variable: D(TCR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LM_PIB_SA)	0.927318	1	0.3356
D(GAP)	2.806256	1	0.0939
All	3.729577	2	0.1549

Dependent variable: D(GAP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LM_PIB_SA)	0.613582	1	0.4334
D(TCR)	0.277271	1	0.5985
All	0.804455	2	0.6688

4. Modelo de importaciones excluyendo la IEAT

Elasticidad ingreso unitaria

Vector Error Correction Estimates
 Sample: 1995Q1 2006Q4
 Included observations: 48
 Standard errors in () & t-statistics in []

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) 2.980319

Probability 0.084283

Rendimientos constantes a escala

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

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

Cointegration Restrictions:

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

Convergence achieved after 4 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.419300

Probability 0.119848

Restricción de exogeneidad

Hipótesis nula	Estadístico F		Valor tabular (5%)	Decisión
	D(TCR)	D(GAP)		
A(2,1)=0, A(3,1)=0	1.4656	1.1438	2.92	No se rechaza Ho

Fuente: Elaboración propia basado en Galindo (1997b)

Prueba de causalidad de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1995Q1 2006Q4

Included observations: 48

Dependent variable: D(LMSI_PIBSI_SA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(TCR)	0.077170	1	0.7812
D(GAP)	2.171983	1	0.1405
All	2.478063	2	0.2897

Dependent variable: D(TCR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LMSI_PIBSI_ SA)	0.563897	1	0.4527
D(GAP)	1.144980	1	0.2846
All	1.898982	2	0.3869

Dependent variable: D(GAP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LMSI_PIBSI_ SA)	2.490447	1	0.1145
D(TCR)	0.385180	1	0.5348
All	2.749905	2	0.2529

Anexo 7: Condición Marshall-Lerner³⁰

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^* :

$$M = q X^* \quad (8)$$

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

$$CC = X - qX^* \quad (9)$$

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:

$$X_q = \frac{\Delta X}{\Delta q} \quad (10)$$

$$X^*_q = \frac{\Delta X^*}{\Delta q} \quad (11)$$

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:

$$\begin{aligned} \Delta CC &= CC_2 - CC_1 = (X_2 - q_2 X^*_2) - (X_1 - q_1 X^*_1) \\ &= \Delta X - q_2 \Delta X^* - \Delta q X^*_1 \end{aligned} \quad (12)$$

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

$$\frac{\Delta CC}{\Delta q} = X_q - (q_2 X^*_q) - X^*_1 \quad (13)$$

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 la ecuación (7.7.6) representan el efecto volumen, el resultado del cambio de q sobre las unidades de

³⁰ Basado en Krugman y Obstfeld (2001)

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:

$$\begin{aligned} \eta &= X_q (q_1/X_1) \\ \eta^* &= -X_q^* (q_1/X_1^*) \end{aligned} \quad (14)$$

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:

$$\eta + (q_2/q_1) \eta^* - 1 > 0 \quad (15)$$

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:

$$\eta + \eta^* > 1 \quad (16)$$

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: Funciones de impulso respuesta acumuladas

Cuadro 4. Costa Rica: funciones de impulso respuesta de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios. Efectos acumulados a un año^{1/}.

Efecto acumulado a un año en:	x_t	xs_t	m_t	ms_t
Ante una innovación de 1% en:				
y_t^b			0.86%	1.19%
y_t^{b*}	2.03%	2.52%		
q_t	0.25%	0.59%	-0.38%	-0.01%

^{1/} Las elasticidades ingreso de las funciones de demanda por exportaciones e importaciones fueron restringidas a un valor unitario, dado que no se rechazó esa hipótesis en las pruebas de restricción de coeficientes (Anexo 6).

Fuente: elaboración propia.

Anexo 9: Capacidad de pronóstico de los modelos

Cuadro 5. 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	0.0031	0.0444	0.0597	0.4534	20
2	0.0021	0.0482	0.0630	0.4586	19
3	-0.0010	0.0475	0.0631	0.5004	18
4	-0.0039	0.0475	0.0639	0.8687	17
5	-0.0025	0.0489	0.0655	0.5864	16
6	-0.0031	0.0518	0.0677	0.4931	15
7	-0.0040	0.0548	0.0700	0.5673	14
8	-0.0100	0.0533	0.0696	0.8437	13
PROMEDIO	-0.0024	0.0496	0.0653	0.5965	

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 6. 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	0.0468	0.0526	0.2594	20
2	0.0062	0.0436	0.0495	0.3617	19
3	0.0048	0.0433	0.0489	0.3397	18
4	0.0013	0.0421	0.0479	0.4086	17
5	-0.0004	0.0430	0.0489	0.2998	16
6	0.0025	0.0429	0.0492	0.3143	15
7	0.0064	0.0423	0.0490	0.3239	14
8	0.0085	0.0440	0.0506	0.3203	13
PROMEDIO	0.0040	0.0435	0.0496	0.3285	

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