BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 265 | 2011

Estimación de una función de exportaciones regulares para Costa Rica: 2000-2011.

Rosa Cristina Serrano López

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 una función de exportaciones regulares para Costa Rica: 2000-2011.

Rosa Cristina Serrano López*

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

Resumen

En el documento se estima la función de exportaciones reales regulares para el período 2000q1- 2011q2. Para la estimación se utilizaron variables de oferta y demanda, los factores de oferta se incorporan en un enfoque donde el aumento de la capacidad productiva del país hace crecer la oferta exportable de la economía (Growth-driven exports).

Los factores de demanda se resumen en medidas de precios relativos y de ingreso del resto del mundo. El método de estimación se basa en el formato de corrección de errores y se determina la relación de largo plazo y cointegración por medio del test de Pesaran, Shin y Smith (1999).

Se realizaron varias estimaciones y fueron seleccionadas dos especificaciones las cuales mostraron características deseables como un mejor ajuste, una mayor estabilidad global e individual de los coeficientes y la menor raíz del error cuadrático medio (RECM) de los pronósticos dentro de muestra.

Los resultados indican que según la estimación basada en el enfoque de oferta, la elasticidad de las exportaciones con respecto al Producto Interno Bruto real de Costa Rica resultó cercana al 0,8%, mientras que por el enfoque de demanda, la elasticidad Producto Interno Bruto real de Estados Unidos de América resultante fue de 2%. Finalmente ambas ecuaciones muestran un buen poder de pronóstico tanto dentro como fuera de muestra según el menor error cuadrático medio de todas las ecuaciones estimadas.

Palabras clave: Exportaciones; Cointegración; Pronósticos.

Clasificación JEL: F14; F17.

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

Estimating Demand Functions for Costa Rican Exports.

Rosa Cristina Serrano López[†],

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

Abstract

The purpose of this paper is to estimate a real exports function for the period 2000q1 – 2011q2. It incorporates supply and demand variables; the supply factors are incorporated into an approach to "Growth-driven exports", where the increasing of the productive capacity makes the exportable supply in the economy grows. Demand factors are summarized in measures of relative prices and income from the rest of the world.

The estimation method is based on error correction format and determines the long-term relationship through Pesaran, Shin and Smith (PSS) cointegration test (1999). It made several estimations and two specifications were selected which exhibited desirable characteristics as a better fit, greater global and individual stability coefficients and the lowest root mean square error (RMSE) of forecasts within the sample.

The results indicate that according to the estimation based on the supply approach, the elasticity of exports respect to real gross domestic product of Costa Rica was close to 0.8%, whereas the demand approach, U.S real GDP elasticity result was 2%. Finally, both equations exhibit good predictive power in and out of sample according to the least mean square error of all estimated equations.

Key words: Exports; Cointegration; Forecasting.

JEL codes: F14; F17.

[†] Department of Economic Research. Email address. serranolr@bccr.fi.cr

Contenido

1. Introducción 2
2. Formato del modelo 2
3. Especificación del modelo empírico 3
3.1. Ajuste y estabilidad de los modelos 7
3.2. Relación de largo plazo 8
3.3. Pronóstico dentro y fuera de muestra 9
4. Conclusiones 13
5. Referencias Bibliográfica 14
6. Anexos 15

Estimación de una función de exportaciones regulares para Costa Rica 2000-2011

1. Introducción

Este trabajo surge como respuesta a la necesidad de contar con una estimación econométrica para las exportaciones regulares que contribuyan con el cálculo de proyecciones de la Balanza de Pagos incorporadas en la Programación Macroeconómica. Para la estimación de la ecuación se utilizaron variables tanto de oferta (Producto Interno Bruto de Costa Rica) así como variables de demanda (Tipo de cambio real de las exportaciones y el PIB real de Estados Unidos).

Siguiendo técnicas de cointegración para determinar la existencia de relación de largo plazo entre las variables estudiadas, las estimaciones indican que basándose en el enfoque de demanda la elasticidad ingreso externo (PIB real de Estados Unidos de Norte América (EUA)) resultó en torno al 2%. Mientras que por el enfoque de oferta la elasticidad PIB real de Costa Rica resultó cercana al 0,8%.

La estructura del documento es la siguiente. La primera parte presenta la introducción, en la segunda parte se detalla el formato utilizado para la estimación del modelo. En la tercera parte se presenta la especificación del modelo empírico con los determinantes de las exportaciones y su correlación esperada. En la cuarta parte se analizan los resultados de las estimaciones realizadas y la batería de test econométricos a los cuales fueron sometidas las ecuaciones. La quinta parte muestran los pronósticos dentro y fuera de muestra para finalizar en la sección 6 con las conclusiones del trabajo.

2. Formato del modelo

En esta investigación se utilizó un modelo dinámico donde se incluye rezagos tanto de la variable dependiente como de explicativas. La ecuación fue reparametrizada de forma tal que el modelo se expresa como uno de cambios y niveles, aplicando el operador de primeras diferencias (Δ) y despejando las variables en niveles[1]. Denominando a las exportaciones regulares nominales como la variable Y_t y a las variables explicativas (PIB real de los Estados Unidos, PIB real de Costa Rica y tipo de cambio real de las exportaciones) como X_i, el modelo teórico quedaría expresado de la siguiente manera:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 - \quad + \sum_{i=1}^{i=p} \sum \qquad \sum \qquad (1)$$

Donde el término de error es ruido blanco.

La ecuación anterior también puede expresarse como un modelo de corrección de errores de la siguiente forma:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{i=p} \sum \qquad \lambda \left[Y \quad - \quad \sum \quad - \quad \right] + \varepsilon \qquad (2)$$

Donde λ es el término de corrección de errores[2].

[1] Así una variable Y que varíe en el tiempo puede ser escrita como: $Y_t = Y_{t-1} + \Delta Y_t$

[2] El parámetro λ debe cumplir algunas condiciones para que exista una relación de largo plazo. Dicho parámetro debe ser positivo y estar entre cero y dos para garantizar la convergencia y el equilibrio estable del modelo.

En este modelo, para que exista una relación de largo plazo entre las variables se requiere que las variables explicativas y dependiente sean estacionarias (que no tengan raíz unitaria) o alternativamente que siendo estas variables integradas de orden mayor o igual a uno que exista alguna combinación lineal de las mismas que sea estacionaria, es decir que exista cointegración de tal orden de modo que la combinación de las variables sea estacionaria[3].

Para determinar existencia de una relación de largo plazo se igualan todos los coeficientes de las variables en cambios a cero, se despeja la variable dependiente en nivel (Y_t) y se le aplica el Test de Wald para probar la hipótesis nula de que todas las variables explicativas en niveles excluyendo el intercepto son iguales a cero. Si se rechaza la hipótesis nula se prueba que existe una relación de largo plazo. La verificación de cointegración de la ecuación (2) no presenta mayores problemas y puede realizarse por los criterios tradicionales del enfoque de Engle y Granger o por el enfoque de Pesaran, Shin y Smith (PSS).

Si los test son aceptados entonces la relación de largo plazo entre los niveles de las variables estaría determinada por:

$$Y_t = \alpha_{1/}\lambda + \sum_{i=1}^{i=P} X_{it} / \lambda$$

De comprobarse que las variables cointegran, el vector de cointegración estaría determinado por los coeficientes que se encuentran en el término entre paréntesis cuadrados en la ecuación (2).

3. Especificación del modelo empírico

En este trabajo se toman en cuenta variables que usualmente son consideradas por la teoría económica como relevantes para explicar el comportamiento de las exportaciones reales. Para minimizar los errores de omisión de variables relevantes que pudieran llevar a obtener estimadores inconsistentes, se partió de lo más general a lo más específico, eliminando del modelo aquellas variables que resultaron con un nivel de significancia sobre el 10%.

Se consideran factores de oferta y de demanda. Los factores de oferta se incorporan en un enfoque de "*el crecimiento impulsa a las exportaciones*", donde el aumento de la capacidad productiva del país hace crecer la oferta exportable de la economía. Los factores de demanda se resumen en medidas de precios relativos y de ingreso del resto del mundo.

El modelo general de exportaciones reales regulares se estimó para el período 2000q1 al 2011q2 y está determinado por las siguientes variables:

$$\text{XREALES} = \text{f}(\text{PIBRUSA}, \text{PIBR}, \text{TCRX}, \text{v}\textit{ariable dicotómica} \text{ de estacionalidad})$$

[3] Se dice que existe cointegración de orden "r" cuando a partir de variables integradas de orden p, existe una combinación lineal que es integrada de orden "p-r".

Dónde:

PIBUSA: Se refiere al producto interno bruto trimestral de los Estados Unidos de América (EUA) a precios del 2005, el cual se utiliza como una proxy tanto de la demanda externa como del poder adquisitivo externo, dada la importancia de ésta nación en el ámbito mundial y por constituir el principal socio comercial del país. Se espera un coeficiente con signo positivo en ésta variable. Por su parte la variable **CRECI_USA** es el crecimiento interanual del PIB de EUA.

PIBCR: Es el producto interno bruto trimestral de Costa Rica a precios de 1991 y se utiliza como medida de capacidad productiva del país donde se espera un signo positivo que indique el efecto del producto sobre el volumen de exportación. Para evitar problemas de endogeneidad que pudieran llevar a obtener estimadores inconsistentes se utiliza como variable instrumental el PIBR rezagado un período.

TCRX: Es el tipo de cambio real de las exportaciones totales, el cual se utiliza como proxy del tipo de cambio real de las exportaciones reales de empresas regulares[4], el cual se mide como el deflactor de las exportaciones totales dividido por el deflactor del PIB[5], y se utiliza para capturar precio relativo, se esperaría un signo positivo dado que ante incrementos en el TCRX se hace más atractivo vender en el mercado internacional que de forma local.

La serie del PIBUSA trimestral fue tomada del Departamento de Comercio de EUA (Bureau of Economic Analysis), la serie del PIBCR trimestral, del deflactor de las exportaciones de y el deflactor del PIB de Costa Rica fueron obtenidas del Departamento de Estadísticas Macroeconómicas del BCCR.

Adicionalmente se utilizaron variables dicotómicas de estacionalidad para capturar el efecto del primer, y segundo trimestre del año donde las exportaciones muestran un aumento estacional y en el tercer trimestre donde las exportaciones caen.

Las variables antes descritas pueden tener efectos de corto y de largo plazo sobre las exportaciones reales regulares. Los impactos de largo plazo se refieren a efectos permanentes en la trayectoria de las exportaciones regulares, mientras que los efectos de corto plazo son transitorios, que afectan a las exportaciones por muy corto tiempo y luego se revierten.

El método de estimación se basa en el formato de rezagos distribuidos de Pesaran, Shin y Smith (PSS)6, el cual fue escogido por sobre otros métodos de estimación como Engle y Granger o Johansen por varios motivos:

a) Se puede aplicar en estimaciones con muestras pequeñas.

b) Porque dicho método puede aplicarse independientemente de si las variables son estacionarias I(0), o si tienen algún orden de integración mayor, de forma tal que no se requiere realizar las pruebas de raíz unitaria requeridas por los otros métodos

[4] El régimen de exportación definitivo o exportaciones regulares se refiere a salida de mercancías de procedencia nacional, que cumplan con las formalidades o requisitos legales, reglamentarios y administrativos para el uso y consumo definitivo fuera del territorio nacional. Las exportaciones regulares representan en promedio alrededor del 44% de las exportaciones totales en los últimos 10 años.

5 Esta metodología de cálculo se utiliza como una aproximación del tipo de cambio real como el precio relativo de las exportaciones. Un procedimiento similar es usual para el caso de las importaciones, consistente en el cociente resultante ente el deflactor de las importaciones y el del PIB.

6 Para mayor información ver los trabajos de Pesaran et al.

sobre el orden de integración evitando los problemas típicos encontrados en la literatura acerca del bajo poder de estas pruebas.

c) Finalmente porque el formato de PSS permite mayor flexibilidad en la determinación de la dinámica del corto plazo de la ecuación que en los dos métodos alternativos, lo que permite lograr un mejor ajuste en las estimaciones.

Resultados

Para esta ecuación se realizaron varias especificaciones y fueron escogidas las dos que mostraban mejor ajuste, mejor estabilidad global e individual de los parámetros y principalmente aquellas que mostraron una menor raíz del error cuadrático medio de los pronósticos dentro de muestra.

Las dos especificaciones escogidas fueron las siguientes:

Cuadro 1
Modelo de Corrección de Errores
Variable dependiente: Diferencial del logaritmo de las exportaciones reales de las empresas regulares. Período: 2000 Q1- 2011 Q2

Modelo de Corrección de Errores
Variable dependiente: Diferencial del logarítmo de las exportaciones reales de las empresas regulares
Período: 2000 Q1- 2011 Q2

	Ecuación 1	**Ecuación 2**
Constante	-2,068	-2,251
	(-4,65163)	**(-3,452098)**
LOG(XREALES(-1))	-0,544	-0,167
	(-4,594500)	**(-3,534205)**
LOG(PIBCR(-1))	0,416	
	(4,911320)	
DLOG(PIBUSA(-1))		0,350
		(4,650053)
D(CRECI_USA(-2))	0,00216	
	(2,02238)	
DLOG(PIBCR(-2))		0,500
		(2,119260)
DLOG(PIBCR(-3))	0,474	
	(2,865244)	
. @SEAS(1)	0,144	0,112
	(12,08710)	**(7,545760)**
. @SEAS(2)	0,111	0,034
	(5,26927)	**(1,79972)**
. @SEAS(3)	-0,084	-0,159
	(-4,08868)	**(-9,21008)**
D05	-0,024	-0,067
	(-6,149703)	**(-3,037454)**
D08	-0,062	
	(-3,41314)	
R cuadrado	0,948357	0,917163
R cuadrado ajustado	0,935446	0,903677
Desviación Estándar	0,029969	0,036204
Log likelihood	101,715900	101,232800
F-Statistic	73,454120	68,012780
Porb (F- statistic)	0,000000	0,000000
Durbin- Watson statistic	2,329481	2,359817

Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para las hipótesis nulas de $\beta_i = 0$.
Para la estimación de la ecuación se utilizaron los logaritmos de las series de datos.

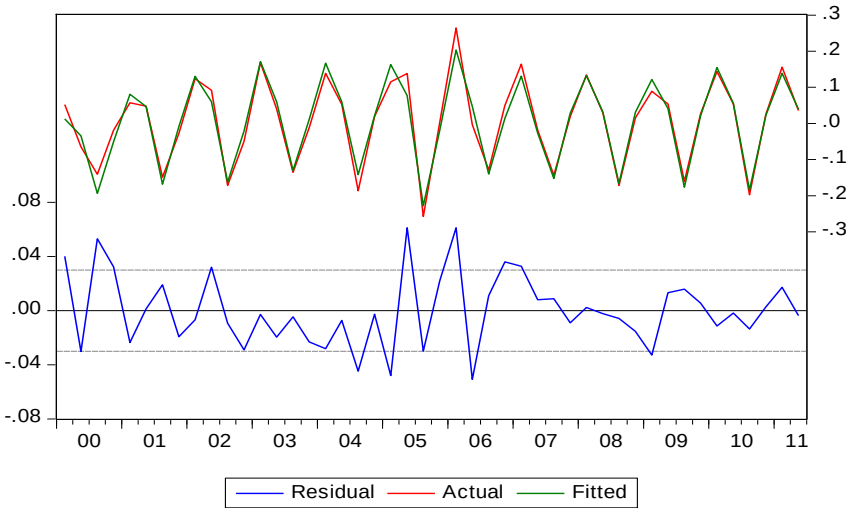
3.1. Ajuste y estabilidad de los modelos

Ambas ecuaciones obtuvieron los coeficientes con los signos esperados y altamente significativos con un R_2 de 0,95 y 0,92 y una desviación estándar de los errores de la regresión 0,0299 y 0,0362 en la ecuación 1 y 2 respectivamente. Los modelos cumplen con las propiedades econométricas deseables, con residuos normales y ausencia heteroscedasticidad, así como una buena especificación funcional. Por su parte, la prueba de Breusch- Godfrey mostró probabilidades bajas para probar ausencia de autocorrelación de los errores, por lo tanto se decidió estimar el modelo por medio del método HAC (Newey- West), que corrige las varianzas tomando en cuenta el problema y obteniendo estadísticos t corregidos.

Cuadro 2
Resumen de las pruebas Estadísticas

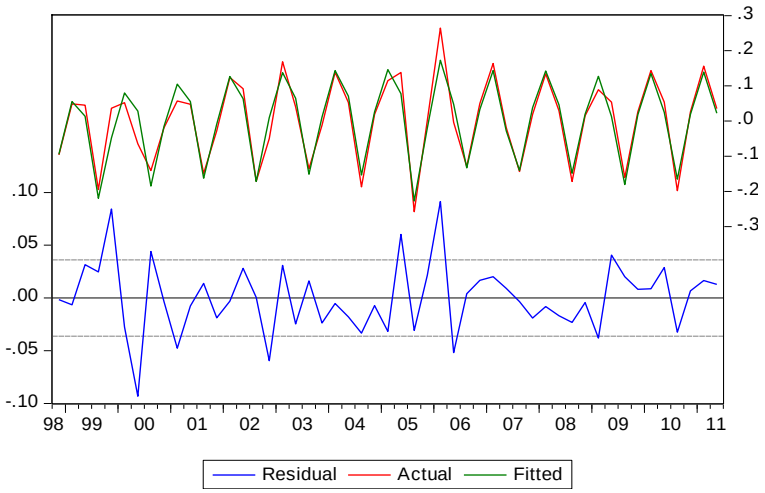
Propiedad	Test	Estadístico	Probabilidad		Decisión
			Ecuación 1	Ecuación 2	
Autocorrelación	Breusch- Godfrey	F-statistic	0,381	0,145	Ausencia de autocorrelación al 10% de probabilidad
		Obs*R-squared	0,281	0,101	
Heteroscedasticidad	Breusch- Pagan-Godfrey	F-statistic	0,481	0,779	No presencia de heteroscedasticidad
		Obs*R-squared	0,440	0,744	
Normalidad	Jarque Bera	Jarque Bera	0,552	0,261	Presenta normalidad en los residuos
Especificación Funcional	Ramsey Reset Test	t-statistic	0,599	0,493	Buena especificación funcional
		F-statistic	0,599	0,493	

Gráfico 1
Ajuste Ecuación 1



Fuente: Elaboración propia

Gráfico 2
Ajuste Ecuación 2



Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la estabilidad global e individual de los coeficientes, se realizaron las pruebas Cusum, Cusum Cuadrado y el de coeficientes recursivos para los cuales la segunda ecuación superó satisfactoriamente, mientras que la primera ecuación según el test de Cusum Cuadrado presenta indicios de quiebre estructural, sin embargo al realizar la prueba formal de cambio estructural de Chow no se rechaza la hipótesis de ausencia de cambio estructural[7].

Un aspecto a destacar es la diferencia en el término de corrección de error (λ) de 0,544 y 0,167 en la primera y segunda ecuación respectivamente), lo que indica que ante cualquier perturbación en el corto plazo, la ecuación basada en el enfoque de oferta llega a su nivel de largo plazo con mayor rapidez que la ecuación fundamentada en el enfoque de demanda.

3.2. Relación de largo plazo

Para probar si existe relación de largo plazo se utiliza el test de relación de largo plazo de Pesaran, Shin y Smith (1999), se computa un test F sobre la regresión no restringida donde se prueba la hipótesis nula de que el coeficiente asociado al logaritmo del PIB de Costa Rica (PIBCR) de la ecuación 1 y el asociado al logaritmo del PIB de EUA en la ecuación 2 en el formato de corrección de errores es igual a cero, el valor del estadístico es de 24,12 y 21,62 para la primera y segunda ecuación respectivamente (ver sección de anexos). Los valores de las tablas de PSS para intercepto no restringido y con tendencia no restringida con k=1[8]al 99% de confianza son 8,74 para variables I(0) y 9,63 para variables I(1), lo cual indica la existencia de una relación de largo plazo. Además ambos estadísticos F superan los valores críticos de la tabla de PSS tanto para variables estacionarias I(0) como para las no estacionarias I(1) por lo que se prueba que las variables cointegran en el largo plazo.

[7] Ver resultados de los test en la sección de anexos (anexo 2.7)
[8] Donde K se refiere al número de variables explicativas en niveles en el formato de corrección de errores.

Las especificaciones para el largo plazo se detallan seguidamente:

Cuadro 3
Resultado de Largo Plazo
Variable dependiente: Logaritmo de las exportaciones reales de las empresas regulares. Período: 2000 Q1- 2011 Q2

	Ecuación 1	Ecuación 2
Constante	-3,802	-13,514
	(-4,65163)	**(-3,53421)**
Log(PIBCR)	0,765	
	(4,91132)	
Log(PIBUSA)		2,062
		(4,65053)

Entre paréntesis se muestran los estadísticos t para las hipótesis nulas de βi= 0

Ecuación 1

$$\text{Log(XREALES)} = -3{,}802 + 0{,}765 * \text{LOG(PIBCR)}$$

Ecuación 2

$$\text{Log(XREALES)} = -13{,}514 + 2{,}062 * \text{LOG(PIBUSA)}$$

3.3. Pronóstico dentro y fuera de muestra

Los pronósticos dentro y fuera de muestra para ambas ecuaciones se detallan en el cuadro 5. Para el PIB real de los Estados Unidos se tomaron los pronósticos realizados por la revista "Consensus Forecasts", mientras que para el PIB real de Costa Rica se tomaron las estimaciones realizadas por el Banco Central de Costa Rica (BCCR). Para transformar los valores reales de las estimaciones a valores nominales se tomaron las proyecciones hechas por el Fondo Monetario Internacional (FMI) para la inflación de EUA y se le aplicó ese mismo criterio para proyectar la variación del índice de precios al productor industrial (IPP) que fue el deflactor que se utilizó para transformar las exportaciones regulares nominales en reales.

Ambas ecuaciones ostentan un buen poder de pronóstico dentro y fuera de muestra y presentaron la raíz del error cuadrático medio más pequeño de todas las estimaciones realizadas[9]. Los pronósticos de la primera ecuación presentan un ajuste muy cercano con las proyecciones realizadas por el equipo técnico del Departamento de Estadísticas Macroeconómica (DEM), mientras que en la segunda ecuación se observan mayores diferencias con respecto a las proyecciones del DEM.

[9] Para los pronósticos dentro de muestra se utilizó la muestra total (2000q1-2011q2). Para el ejercicio de comparación de la capacidad de los pronósticos fuera de muestra se dividió la muestra en varios períodos (del 2000q1 al 2006q4, del 2000q1 al 2007q4, 2000q1 al 2008q4 y 2000q1 al 2009q4). Una vez escogidas las dos ecuaciones con mejor capacidad de pronóstico se procedió a realizar la proyección hasta el 2014.

Para determinar si las diferencias en los pronósticos fuera de muestra son estadísticamente significativas se realizó la prueba de Diebold y Mariano (1995) en su versión simple. Dicha prueba relaciona las funciones de pérdida (definida como los errores de predicción) de las dos ecuaciones, 1 y 2. La hipótesis nula supone que no existe diferencia estadística significativa entre los dos modelos, es decir, que la diferencia de la media de las predicciones es igual a cero.

Donde la media de los pronósticos está determinada por la siguiente ecuación:

$$\bar{g} = \frac{1}{N}\sum_{t=M+1}^{T} g(e_t) \qquad \text{donde } g(e_t) \text{ son los errores de predicción}$$

La hipótesis nula y la hipótesis alternativas son:

$$H_0: \bar{g}_1 = \bar{g}_2$$

$$H_1: \bar{g}_1 \neq \bar{g}_2$$

El estadístico de Diebold y Mariano[10]:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{Var(\bar{d})}} \sim t(N-1) \quad \text{donde } \bar{d} = \bar{g}_1 - \bar{g}_2$$

La versión simple de la prueba de Diebold y Mariano (*DM*) consiste en tomar la diferencia de los cuadrados de los errores y estimar una regresión utilizando como variable dependiente esta serie con respecto a una constante (la regresión se debe estimar con el método HAC de Newey-West). Si la constante resulta estadísticamente significativa entonces se dice que la diferencia de los pronósticos es estadísticamente significativa. El estadístico *DM* estaría representado por el estadístico *t* de la regresión.

Los resultados de las pruebas para cada uno de los horizontes de pronóstico fuera de muestra permiten concluir que existe diferencia significativa entre los pronósticos de ambos modelos al 5% de significancia y que la ecuación fundamentada en el enfoque de oferta (ecuación 1) muestra mejor poder de pronóstico que la ecuación basada en el enfoque de demanda.

Cuadro 4
Prueba Diebold-Mariano en su versión simple

Pronósticos fuera de muestra	2007q1-2011q2	2008q1-2011q2	2009q1-2011q2	2010q1-2011q2
DM	-3,44052	-3,70996	-5,29311	-3,17258
Probabilidad	0,00270	0,00210	0,00030	0,01570

Fuente: elaboración propia

[10] Dado que las diferencias de los errores están correlacionadas entonces el estadístico DM se distribuye *t* de student con N-1 grados de libertad.

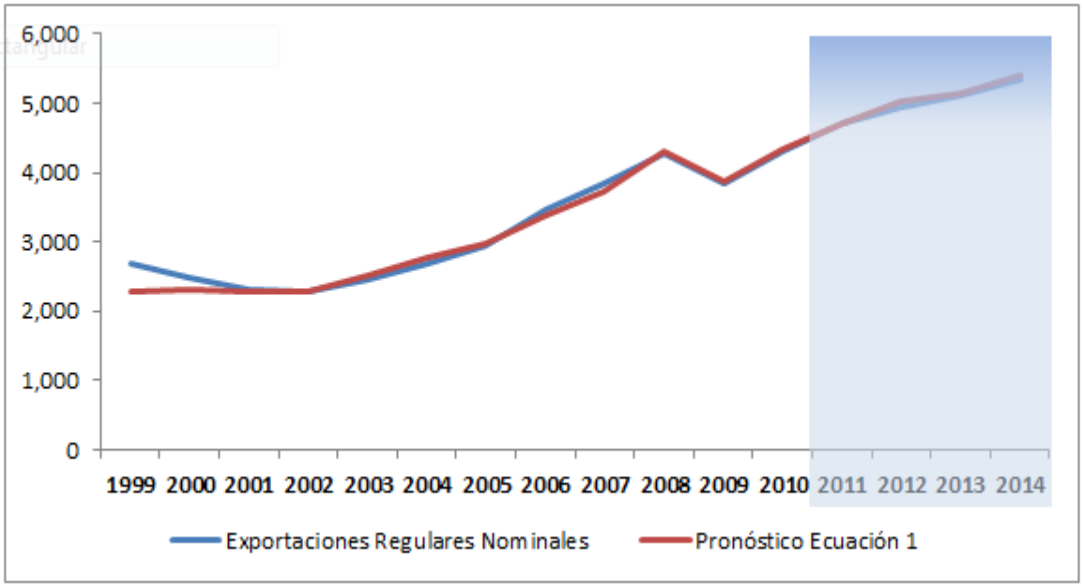
Cuadro 5
Exportaciones Nominales Regulares y Pronósticos 2011-2014
-cifras en millones de dólares-

Año	Exportaciones Regulares Nominales	Pronóstico Ecuación 1	Pronóstico Ecuación 2
1999	2.677,49	2.272,61	2.563,51
2000	2.488,28	2.298,95	2.445,14
2001	2.307,63	2.295,15	2.384,76
2002	2.278,82	2.281,12	2.326,22
2003	2.467,14	2.522,05	2.535,41
2004	2.680,40	2.785,46	2.835,74
2005	2.954,03	2.970,32	3.070,71
2006	3.467,75	3.393,82	3.345,55
2007	3.839,19	3.739,87	3.707,47
2008	4.276,32	4.299,51	4.367,86
2009	3.852,73	3.877,11	3.916,57
2010	4.312,55	4.345,16	4.218,57
2011	4.702,02	4.700,36	4.636,08
2012	4.948,44	5.014,42	4.979,37
2013	5.125,19	5.144,68	5.246,39
2014	5.333,06	5.399,07	5.622,65

A partir del 2011 se presentan los pronósticos realizados por el BCCR y por la ecuación estimada.

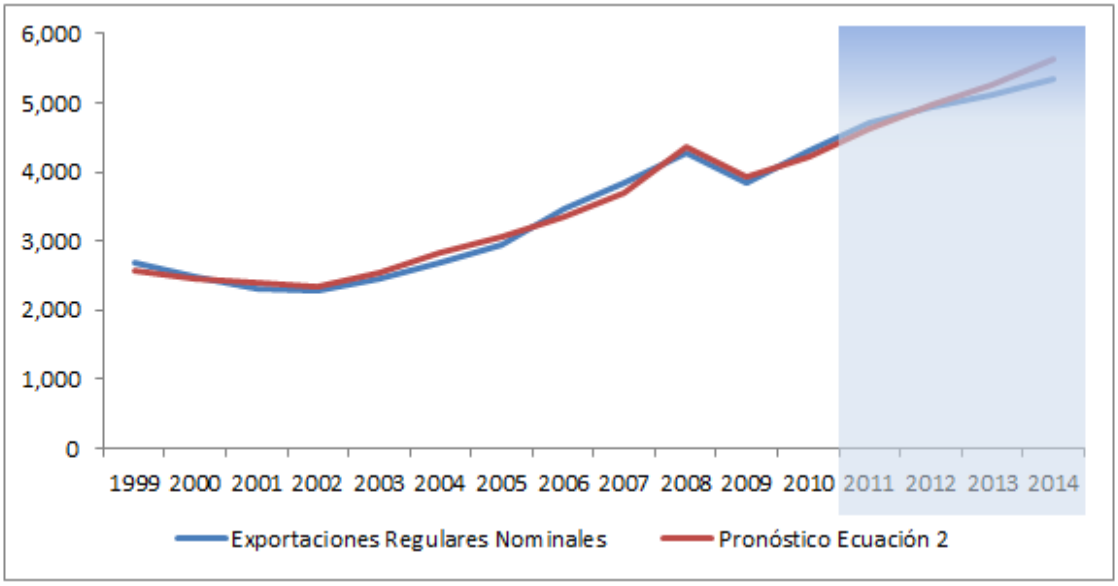
Elaboración propia

Gráfico 3
Exportaciones Nominales Regulares y Pronósticos Ecuación 1
-cifras en millones de dólares-



A partir del 2011 la línea roja y la azul muestran los pronósticos realizados por el BCCR y por el modelo respectivamente
Elaboración propia

Gráfico 4
Exportaciones Regulares Nominales y Pronósticos Ecuación 2
-cifras en millones de dólares-



A partir del 2011 la línea roja y la azul muestran los pronósticos realizados por el BCCR y por el modelo respectivamente
Elaboración propia

4. Conclusiones

El presente trabajo logró determinar una función de exportaciones regulares para Costa Rica fundamentado en dos enfoques, el de demanda y de oferta, siendo este último una novedad con respecto a estimaciones previas realizadas por el BCCR.

Para la elección de las ecuaciones se tomó en cuenta los criterios de mejor ajuste, mayor estabilidad global e individual de los coeficientes y el criterio de menor raíz del error cuadrático medio de los pronósticos dentro de muestra.

Con ambos enfoques se logra obtener una ecuación que cumple con todas las propiedades econométricas deseadas y logran superar con éxito las pruebas que determinan una relación de largo plazo entre las variables eliminando así el problema de relaciones espurias. Cabe destacar que en ambas ecuaciones se especifica una dinámica del corto plazo que combina las variables de oferta y demanda logrando así un mejor ajuste del modelo.

Dado los valores de término de corrección de error (λ) obtenidos en ambas ecuaciones se concluye que ante cualquier desequilibrio que ocurra en el corto plazo, la ecuación basada en el enfoque de oferta logra un ajuste más rápido hacia sus valores de largo plazo que la ecuación basada en el enfoque de demanda.

Finalmente, los resultados de la prueba Diebold y Mariano para cada uno de los horizontes de pronóstico fuera de muestra permiten concluir que existe diferencia significativa entre los pronósticos de ambos modelos al 5% de significancia y que la ecuación fundamentada en el enfoque de oferta muestra un mejor poder de pronóstico que la ecuación basada en el enfoque de demanda.

5. Referencias Bibliográfica

Almarza Eduardo et al (2006) . ***"Documento Final para el Seminario Interamericano de Macroeconomía Aplicada"***. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Aravena C (2005). ***"Demanda de Exportaciones e Importaciones de Bienes y Servicios para Argentina y Chile"***. División Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL.

Cabezas M, Selaive J, Becerra G (2004). ***"Determinantes de las Exportaciones no Minerales: Una Perspectiva Regional"***. Banco Central de Chile.

Castro A; Serrano R. et al (2010). ***"Documento Final para el Seminario Interamericano de Macroeconomía Aplicada"***. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Coeymans J.; ***"Apuntes de clase del curso Teoría Econométrica I"***. Pontificia Universidad Católica de Chile.

Mora C, Torres C (2008). ***"Estimación de Funciones de Demanda por Exportaciones e Importaciones de Bienes y Servicios para Costa Rica, período 1991-2006".*** Documento de investigación del Banco Central de Costa Rica.

Pesaran H, Shin Y, Smith R (1999). ***"Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships"***.

Rau T. ***"Apuntes de clase del curso Teoría Econométrica I".*** Pontificia Universidad Católica de Chile.

Sachs J, Larraín F. ***"Macroeconomía en la Economía Global".*** Segunda Edición 2002. Prentice Hall, Argentina.

6. Anexos

Anexo 1

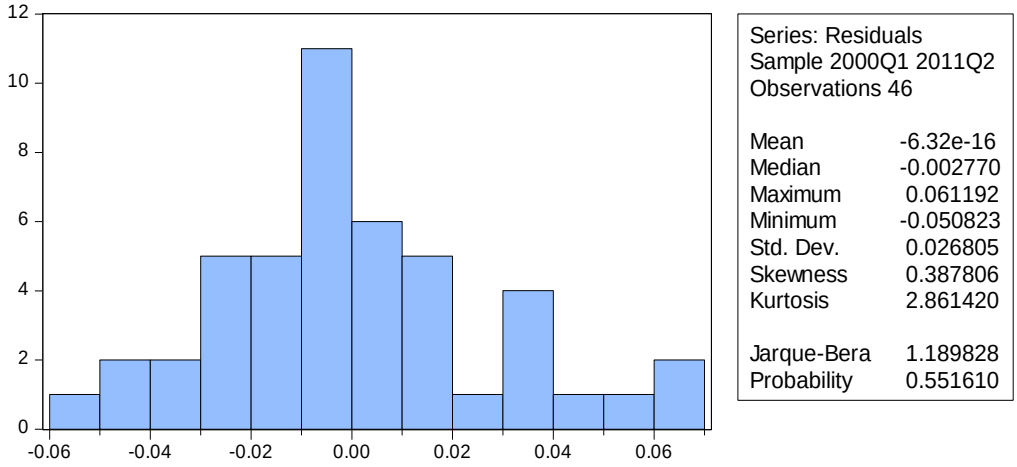
Pruebas de raíz unitaria de las variables

Variable	Constante	Tendencia	t calculado	5%	HN: RU	Orden
			Test Dickey-Fuller Aumentado			
LOG(PIBCR)	*		-0,16330	-2,90842	No rechaza HN	I(1)
LOG(PIBUSA)	*	*	-2,50533	-3,47937	No rechaza HN	I(1)
LOG(TCRX)	*		-1,31854	-2,92245	No rechaza HN	I(1)
			Test Phillips-Perron			
LOG(PIBCR)	*		-0,72293	-2,90552	No rechaza HN	I(1)
LOG(PIBUSA)	*	*	-2,348756	-3,478305	No rechaza HN	I(1)
LOG(TCRX)	*		-2,910998	-2,91765	Rechaza HN	I(0)

Anexo 2:

2.1 Resultados de los Test Estadísticos de la Ecuación 1

Prueba de Normalidad de los Residuos



2.2 Prueba para detectar Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.993365	Prob. F(2,34)	0.3808
Obas*R-quered	2.539537	Prov. Chi-Square(2)	0.2809

2.3 Prueba para detectar Heteroscedasticidad

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.969356	Prov. F(9,36)	0.4808
Obas*R-quered	8.973066	Prov. Chi-Square(9)	0.4398
Scaled explained SS	5.114987	Prov. Chi-Square(9)	0.8242

2.4 Prueba de especificación funcional del modelo

Ramsey RESET Test

Equation: REG2

Specification: DLOG(XREALES) C LOG(XREALES(-1)) LOG(PIBCR(-1))

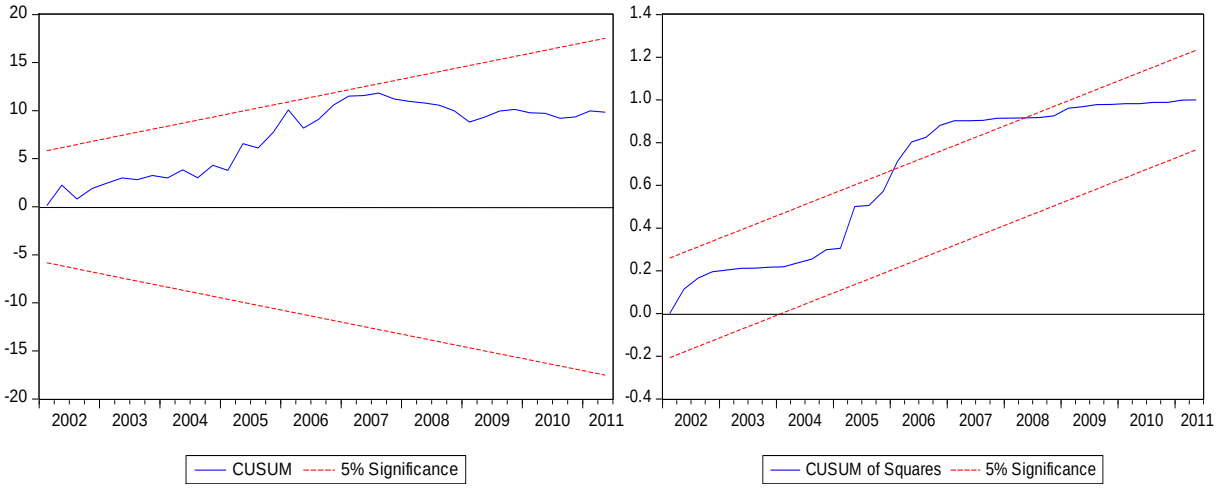
D(CRECI_USA(-2)) DLOG(PIBCR(-3)) @SEAS(1) @SEAS(2)

@SEAS(3) D08 D05

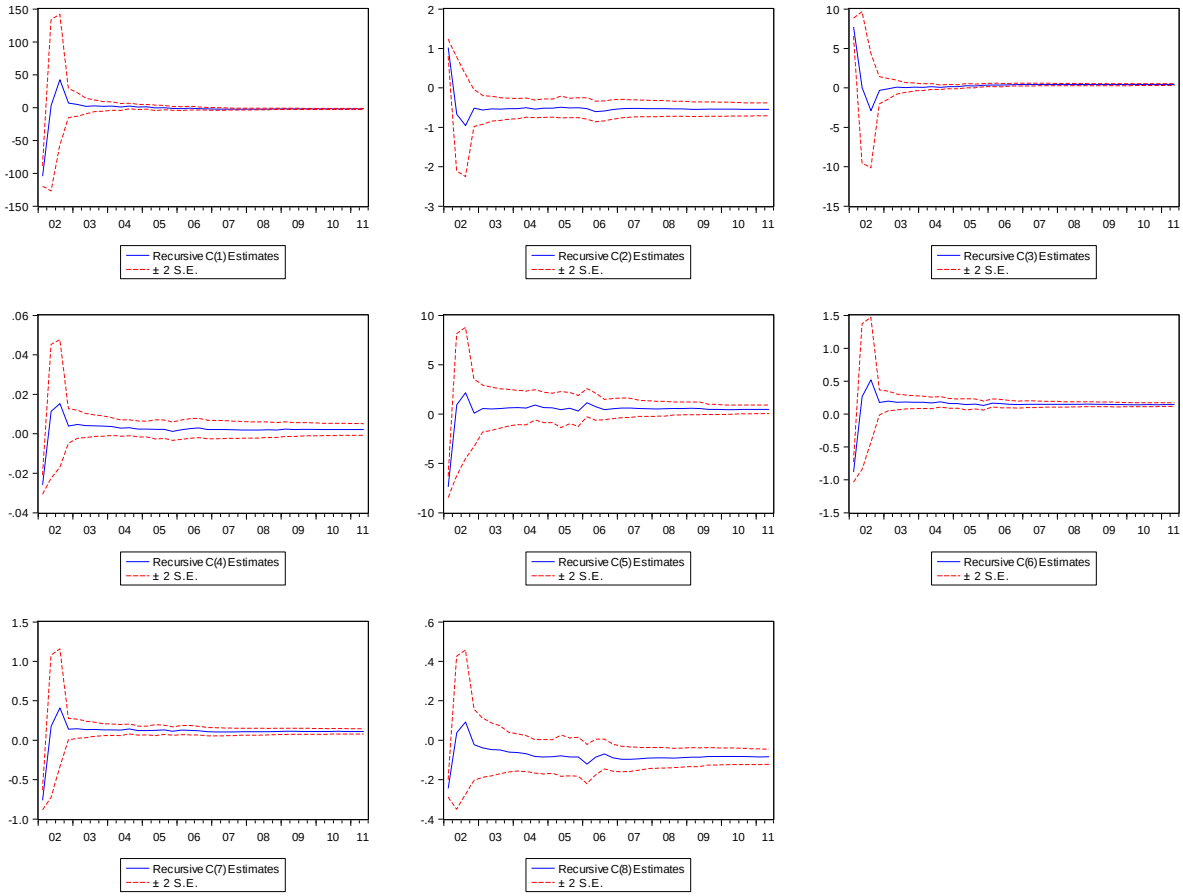
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.531351	35	0.5985
F-statistic	0.282333	(1, 35)	0.5985
Likelihood ratio	0.369578	1	0.5432

2.5 Prueba de estabilidad global del modelo



2.6 Prueba de estabilidad individual de los coeficientes



2.7 Prueba de cambio estructural de Chow para la ecuación 1

Chow Breakpoint Test: 2005Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000Q1 2011Q3

F-statistic	1,13798	Prob. F(8,31)	0,3666
Log likelihood ratio	12,10179	Prob. Chi-Square(8)	0,1467

Chow Breakpoint Test: 2006Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000Q1 2011Q3

F-statistic	0,725593	Prob. F(8,31)	0,6679
Log likelihood ratio	8,067062	Prob. Chi-Square(8)	0,4269

Chow Breakpoint Test: 2007Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000Q1 2011Q3

F-statistic	0,065686	Prob. F(8,31)	0,9998
Log likelihood ratio	0,790034	Prob. Chi-Square(8)	0,9993

Chow Breakpoint Test: 2008Q1
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000Q1 2011Q3

F-statistic	0,322663	Prob. F(8,31)	0,9511
Log likelihood ratio	3,759172	Prob. Chi-Square(8)	0,8782

2.8 Pruba de Wald para verificar existencia de relación de Largo plazo

Wald Test:

Equation: REG2

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	4.911316	36	0.0000
F-statistic	24.12102	(1, 36)	0.0000
Chi-square	24.12102	1	0.0000

Null Hypothesis: C(3)=0

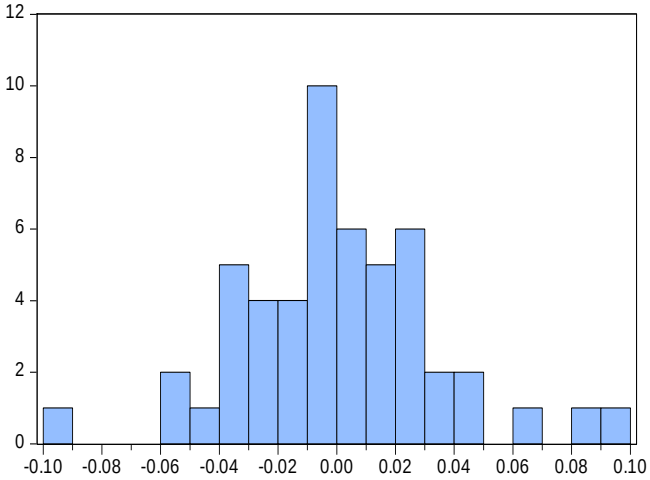
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.416088	0.084720

Restrictions are linear in coefficients.

Anexo 3: Resultados de las pruebas estadísticas de la Ecuación 2

Prueba de normalidad de los residuos



Series: Residuals
Sample 1998Q4 2011Q2
Observations 51

Mean	-6.28e-16
Median	-0.003001
Maximum	0.091385
Minimum	-0.093030
Std. Dev.	0.033574
Skewness	0.195680
Kurtosis	4.053287
Jarque-Bera	2.682975
Probability	0.261456

3.1 Prueba para detectar autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.025897	Prov. F(2,41)	0.1449
Obas*R-quered	4.586754	Prov. Chi-Square(2)	0.1009

3.2 Prueba para detectar heteroscedasticidad

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.565878	Prov. F(7,43)	0.7793
Obas*R-quered	4.301822	Prov. Chi-Square(7)	0.7444
Scaled explained SS	4.668600	Prov. Chi-Square(7)	0.7003

3.3 Prueba de especificación funcional del modelo

Ramsey RESET Test

Equation: REG4

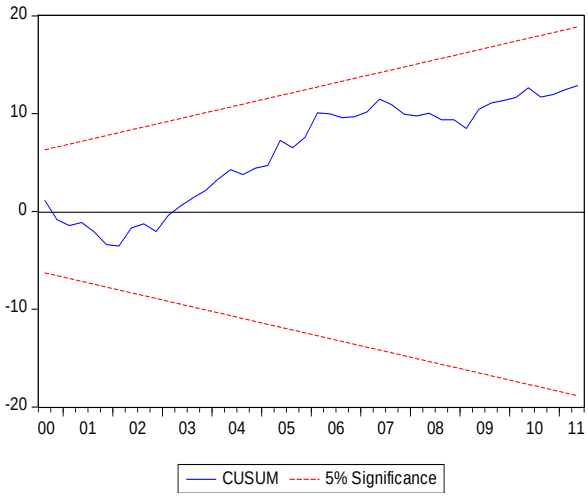
Specification: DLOG(XREALES) C LOG(XREALES(-1)) LOG(PIBCR(-1))

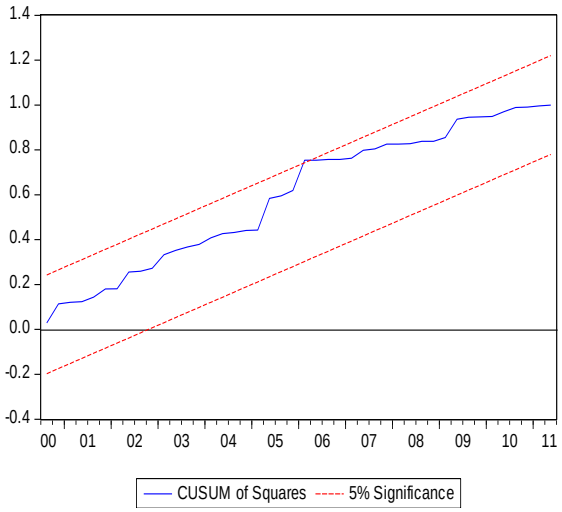
DLOG(PIBUSA(-1)) @SEAS(1) @SEAS(2) @SEAS(3) D05

Omitted Variables: Squares of fitted values

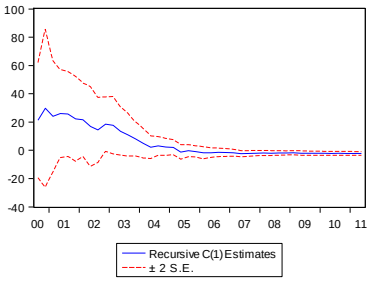
	Value	df	Probability
t-statistic	0.692069	37	0.4932
F-statistic	0.478959	(1, 37)	0.4932
Likelihood ratio	0.591642	1	0.4418

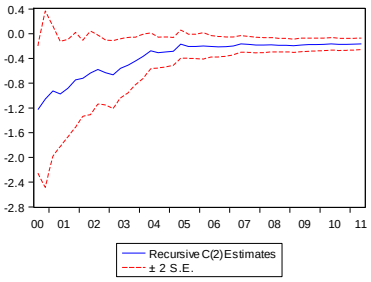
3.4 Prueba de estabilidad global del modelo

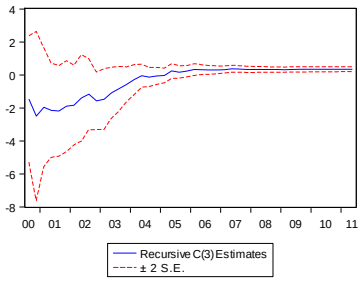


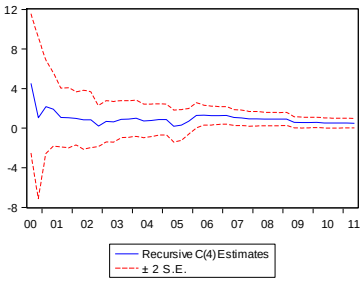


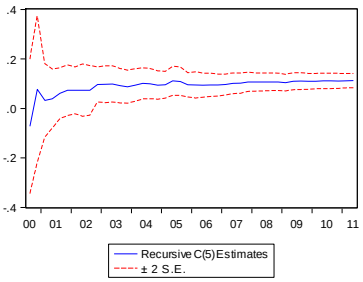
3.5 Prueba de estabilidad individual de los coeficientes

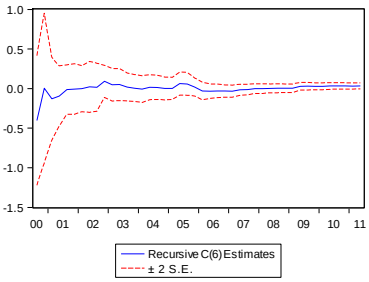


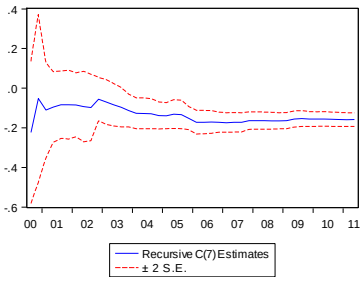












3.6 Prueba de Wald para verificar existencia de relación de largo plazo

Wald Test:

Equation: REG6

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	4.650525	43	0.0000
F-statistic	21.62739	(1, 43)	0.0000
Chi-square	21.62739	1	0.0000

Null Hypothesis: C(3)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	0.349574	0.075169

Restrictions are linear in coefficients.