



BANCO DE LA REPÚBLICA
SUBGERENCIA DE ESTUDIOS ECONÓMICOS
DEPARTAMENTO DE PROGRAMACIÓN E INFLACIÓN

DEMANDA DE EXPORTACIONES NO TRADICIONALES EN COLOMBIA

JUAN NICOLÁS HERNÁNDEZ A*

ABRIL DE 2005

* Agradezco los oportunos comentarios del Departamento de Programación e Inflación en cabeza de su director Juan Mauricio Ramírez y las valiosas sugerencias de Martha Misas junto con otros destacados investigadores del Banco de la República. El aporte de Oscar Bautista en la construcción de la base de datos para poder realizar las estimaciones del periodo 1991: I - 2004: II y sus sugerencias a lo largo del trabajo que contribuyeron junto con los ejercicios de Daira Garrido a la implementación de los resultados aquí obtenidos en el actual contexto de la metodología de la balanza de pagos. De igual forma agradezco a Jacinto Londoño y Mario Ramos por la conformación y actualización de algunas series utilizadas en el presente trabajo.

I. INTRODUCCIÓN

El propósito de este trabajo¹ es estudiar y ponderar las posibles relaciones existentes entre el nivel de las exportaciones no tradicionales colombianas totales y según socio comercial, con el PIB del país que demanda dichas exportaciones y el índice de tasa de cambio real bilateral o total según corresponda.

La deducción de esta función de demanda de exportaciones no tradicionales en Colombia se lleva a cabo a través de un análisis de cointegración multivariado, el cual examina la existencia de una relación de largo plazo entre las exportaciones menores, la demanda externa y los precios relativos².

La interpretación de las respectivas elasticidades comprende varios enfoques que van desde la obtención de las mismas a partir del vector de cointegración hasta el análisis de la función de impulso respuesta. La conveniencia de uno u otro enfoque se analiza más adelante.

¹ Que actualiza en buena parte el trabajo “Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes” de Misas et al. Publicado en el borrador No. 178 de abril de 2001.

² Podría pensarse que otras variables inciden en dicha relación de largo plazo. De hecho Misas et al. estudian la conveniencia de incluir la volatilidad de la tasa de cambio real medida bajo deferentes “proxys” (Baba et al (1992) y GARCH), pero no encuentran evidencia que amerite la inclusión de la misma en la relación. De otra parte trabajos como los de Ghosh y Ostry (1994) sugieren que la falta de certeza sobre las ganancias de las exportaciones son una fuente importante de incertidumbre lo que lleva a reaccionar frente a la misma incrementando los niveles de ahorro, afectando en consecuencia la balanza comercial. La hipótesis se comprueba en un ejercicio elaborado para 60 países, sin embargo un análisis más desagregado sugiere que este ahorro con motivo precaución es importante para países con una oferta exportadora poco diversificada (recuérdese que estamos tratando de las no tradicionales). Adicionalmente la propensión a dicho ahorro varía de región en región dependiendo de la habilidad particular de cada agente para hacer uso del mercado de capitales. La función de demanda estimada en el presente trabajo adopta una especificación sumamente sencilla

II. DATOS

Existen dos conjuntos principales de información sobre los cuales se desarrolla el trabajo pues al pretender obtener funciones de las exportaciones no tradicionales a un nivel muy específico de las mismas, es decir descontando o involucrando ciertos rubros no es posible obtener un conjunto de datos anterior al primer trimestre de 1991. Sin embargo cuando se trata de las exportaciones no tradicionales totales³ hacia el mundo y hacia los Estados Unidos, el conjunto de información va del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2004.

De esta forma, el conjunto de información varía en su tamaño y composición según el ejercicio aunque siempre se trabajan series con periodicidad trimestral. Para el caso de las exportaciones no tradicionales totales con destino al mundo y a Estados Unidos se actualizan los datos utilizados por Misas et al⁴ que originalmente van del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 1999.

Este conjunto de información comprende el PIB real de USA⁵, el índice de tasa de cambio real bilateral con Estados Unidos, el índice de tasa de cambio real total⁶, y las exportaciones reales trimestrales no tradicionales dirigidas al mundo y hacia los Estados Unidos⁷. En forma análoga al trabajo de Misas et al se utiliza como “proxy” de la demanda mundial el PIB de los Estados Unidos.

³ En este apartado se entiende por exportaciones no tradicionales las exportaciones que excluyen café, petróleo y sus derivados, y carbón según definición del Departamento Técnico y de Información Económica, sección de Sector Externo.

⁴ Misas et al. “Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes” Borrador No. 178 de abril de 2001.

⁵ Crecimientos actualizados a partir de la información obtenida del Bureau of Economic Analysis (BEA).

⁶ Actualización a partir de la información suministrada por el Departamento Técnico y de Información Económica, sección de Estadística, Banco de la República.

⁷ Actualización a partir de la información suministrada por el Departamento Técnico y de Información Económica, sección de Sector Externo, Banco de la República.

Entre tanto para determinar la función de exportaciones dirigidas hacia el mundo, Estados Unidos, Venezuela, Ecuador y el resto del mundo⁸ a un nivel más específico se emplea la base restringida a partir desde 1991⁹. Para esta sección del trabajo, de cuyo análisis no se ha encontrado antecedente en lo que se refiere a determinar funciones de exportaciones tan desagregadas, se emplea el índice del PIB real¹⁰, el índice de la tasa de cambio real bilateral¹¹ y las exportaciones reales medidas en términos de 1994 para cada uno de los socios comerciales.

Las exportaciones no tradicionales se discriminan en los siguientes seis grupos: totales; agrícolas; industriales; sin incluir banano, azúcar y grupo de minerales; agrícolas sin incluir banano e industriales sin azúcar.

Obsérvese que se dispone de datos para una evaluación preliminar de la función de exportaciones totales y hacia Estados Unidos con la base suministrada por la sección de Programación. Se evalúan en consecuencia 36 posibles sistemas de información¹².

Debe recordarse sin embargo que las estimaciones sobre estos dos últimos sistemas de información (totales y USA) cuentan con una mejor especificación cuando se realiza con la base de datos a partir de junio de 1980, que difiere no solo en tamaño sino en la naturaleza de algunas series, en particular una metodología distinta en el cálculo del deflactor de las exportaciones¹³. Obsérvese el Anexo 1.

⁸ Por resto se entiende las exportaciones totales menos aquellas con destino hacia los principales socios comerciales: Estados Unidos, Venezuela y Ecuador.

⁹ Suministrada por el Departamento de Programación e Inflación, sección de Programación Macroeconómica, Banco de la República.

¹⁰ En este segundo grupo se trabaja el PIB real en índices teniendo en cuenta que las elasticidades son comparables con aquellas calculadas para los niveles al tratarse de una relación de tasas de crecimiento.

¹¹ Que tiene en cuenta, salvo se indique lo contrario, la relación entre los índices de precios al productor (IPP).

¹² Teniendo en cuenta que para Estados Unidos se cuenta no solo con el índice de la tasa de cambio real bilateral medido con IPC sino también con IPP.

¹³ Las diferencia metodológica fundamental reside en que en Misas et al se utiliza un deflactor de las exportaciones diferente al recientemente elaborado en la sección de Programación Macroeconómica. La bondad de este último está en que se calcula incorporando los productos específicos destinados a cada socio y no un deflactor agregado menos discriminado.

III. MODELACIÓN BAJO VEC

Para el análisis de cointegración se trabajan todas las series en logaritmos. Dicho análisis considera de uno a seis rezagos¹⁴ y los modelos: (i) drift (D), el cual incluye una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables y (ii) cidrift (C) el cual reconoce la existencia de tendencia lineal en el vector de cointegración. La selección de estos modelos para el análisis de cointegración se basa en el hecho de que en la mayoría de los casos las variables exhiben tendencia lineal en sus niveles y en consecuencia se hace necesario dirimir entre los dos modelos citados, es decir, la selección de componentes determinísticas propuesta por Johansen (1994).

Una vez que se encuentra existencia de cointegración¹⁵, la selección de las componentes determinísticas se lleva a cabo a través de pruebas de exclusión, Johansen (1995). El siguiente paso se centra en la evaluación del comportamiento de los residuales. Estos se consideran adecuados si son ruido blanco y normales multivariados, Lütkepohl (1993). Aquellos modelos que presentan residuales óptimos se someten a pruebas de exogeneidad débil y exclusión del vector de cointegración. Es de señalar que, dado el propósito del trabajo se requiere que el logaritmo de las exportaciones, según sea el caso, no presenten evidencia de exogeneidad débil y que ninguna de las variables este excluida del vector de cointegración.

En caso de no encontrar evidencia para rechazar la hipótesis de exogeneidad débil de la demanda externa y/o del índice de la tasa de cambio real se estiman las elasticidades de largo plazo de las exportaciones respecto a la demanda mundial y los precios relativos considerando el sistema bajo

¹⁴ Orden de rezago en niveles similar al utilizado por Misas et al (2001)

¹⁵ Es de señalar que, en el análisis de cointegración se consideran variables “dummies” estacionales centradas y “dummies” que recogen valores atípicos, estas últimas cuando así se requiera. Además en la determinación del rango por el estadístico de la traza se tiene en cuenta qué de acuerdo a Cheung y Lai (1993) dicha prueba muestra más asimetría y exceso de curtosis que el de máximo valor propio (en los residuos) por lo cual se requiere una corrección previa por tamaño de muestra.

restricciones de exogeneidad débil. Ello consiste fundamentalmente en imponer un cero sobre las velocidades de ajuste α_i de manera que el desequilibrio de largo plazo no afecta a las ecuaciones de corto plazo de las variables consideradas exógenas débiles¹⁶.

Ahora, para obtener las elasticidades, objetivo principal de este trabajo, es importante observar que por lo general en la literatura empírica se han asociado las mismas al vector de cointegración. Sin embargo y como señala Misas et al (2001), citando a Johansen, esta interpretación es controversial pues ignora la dinámica completa del sistema.

Se sugieren entonces formas alternativas para obtener dichas elasticidades como el análisis de impulso respuesta o la matriz C fruto de la representación MA¹⁷. Se procede entonces a mostrar las elasticidades estimadas a partir de las diversas alternativas y combinaciones.

IV. RESULTADOS

A. ESTIMACIÓN PARA EL PERIODO 1991: I - 2004: II

De forma preliminar el anexo 2 presenta la evolución del crecimiento trimestral de las exportaciones no tradicionales totales, del índice de tasa de cambio real bilateral y del PIB del socio comercial para los principales destinos de las exportaciones no tradicionales de Colombia. Obsérvese la alta variabilidad de las mismas en comparación al crecimiento del ingreso y la evolución de los precios.

¹⁶ Desde luego se observa que los residuales mantengan un comportamiento adecuado tras la imposición de las restricciones.

¹⁷ Moving average.

El análisis en una primera etapa se lleva a cabo sobre los 36 sistemas¹⁸. Partiendo de esta base de datos se cuenta con 54 observaciones por variable y como se indicó se realiza la evaluación de uno a seis rezagos.

Teniendo en cuenta que no se excluye ninguna de las variables del vector de cointegración, confirmando que se trata de series I(1), rechazando la exogeneidad débil de las exportaciones, corroborando la correspondencia intuitiva de los signos y no rechazando la hipótesis de no autocorrelación y normalidad es posible obtener las funciones de exportaciones para Estados Unidos y Venezuela recopiladas en el cuadro 2 y 3 respectivamente. Para claridad en las convenciones de los cuadros venideros remítase al cuadro 1

CUADRO 1

Convenciones	
L	Logaritmo natural
XNT	Exportaciones no tradicionales
T	Totales
AG	Agrícolas
IND	Industriales
S	Sin
A	Azúcar
B	Banano
M	Minerales
Y	PIB del socio comercial
P	Índice de tasa de cambio real
U	Estados Unidos
V	Venezuela
E	Ecuador
R	Resto

¹⁸ Fruto de todas las combinaciones posibles a partir de la base suministrada por la sección de Programación Macroeconómica.

CUADRO 2
COINTEGRACIÓN – ESTADOS UNIDOS

ESTADOS UNIDOS	Prueba de cointegración ¹⁹		Vectores de cointegración ²⁰ $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \beta_3]$	Ajuste $\alpha' = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3]$ (t – student)		
	Traza	Valor Crítico		DLX	DLY	DLP
Sistema/Modelo Longitud de rezago						
{LXNTINDU,LYU,LPU} Modelo: CIdrift Rezago: 1	45.50 13.72 4.66	39.08 22.95 10.56	1 -6.005 -0.949	DLX -0.85 (-6.1)	DLY 0.00 (0.9)	DLP 0.05 (0.9)
{LXNTINDU,LYU,LPU} Modelo: CIdrift Rezago: 1 (con ITCR_IPC)	46.65 17.55 6.27	39.08 22.95 10.56	1 -6.751 -0.613	DLX -0.82 (-6.0)	DLY 0.00 (1.0)	DLP -0.04 (-0.6)

CUADRO 3
COINTEGRACIÓN - VENEZUELA

VENEZUELA	Prueba de Cointegración		Vectores de cointegración $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \beta_3]$	Ajuste $\alpha' = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3]$ (t – student)		
	Traza	Valor Crítico		DLX	DLY	DLP
Sistema/Modelo Longitud de rezago						
{LXNTTV,LYV,LPV} Modelo: drift Rezago: 2 Dummies intervención ²¹	30.97 9.13 0.64	26.70 13.31 2.71	1 -4.109 -1.493	DLX -0.69 (-5.0)	DLY -0.08 (-2.7)	DLP -0.01 (-0.2)
{LXNTINDV,LYV,LPV} Modelo: drift Rezago: 1 Dummies intervención ²²	44.56 10.38 0.37	26.70 13.31 2.71	1 -5.776 -1.502	DLX -0.67 (-6.1)	DLY -0.07 (-3.1)	DLP -0.00 (-0.09)
{LXNTSBAMV,LYV,LPV} Modelo: drift Rezago: 2 Dummies intervención ²³	28.62 8.65 0.63	26.70 13.31 2.71	1 -4.335 -1.509	DLX -0.73 (-4.7)	DLY -0.07 (-2.4)	DLP -0.02 (-0.30)
{LXNTINDSAV,LYV,LPV} Modelo: drift Rezago: 5	27.59 10.02 1.50	26.70 13.31 2.71	1 -6.316 -1.588	DLX -0.54 (-2.7)	DLY 0.06 (1.1)	DLP -0.03 (-0.5)

¹⁹ La hipótesis nula es que hay máximo cero, uno o dos vectores de cointegración (el cuadro presenta la prueba en ese orden) de manera que tan pronto el estadístico de la traza sea inferior al valor crítico se acepta la hipótesis nula de que existen máximo r vectores de cointegración.

²⁰ Recuérdese que por efectos de la estimación los signos se encuentran de forma contraria.

²¹ Las variables de intervención consideradas son dum1 (2003:01) y dum2 (2003:02).

²² Las variables de intervención consideradas son dum2 (2003:02).

²³ Las variables de intervención consideradas son dum1 (2003:01) y dum2 (2003:02).

De acuerdo a lo observado en los cuadros y aceptando como válida la asociación del vector de cointegración a las elasticidades²⁴, se sugiere una alta sensibilidad de las exportaciones no tradicionales industriales hacia Estados Unidos ante cambios en el producto de dicho país, independientemente si se mide el precio de las mismas con el ITCR basado en IPC o IPP. La elasticidad ante variaciones en el precio es notoriamente menor, entre 0.6 y 0.9 dependiendo del índice de tasa de cambio utilizado.

En cuanto a Venezuela fueron más los sistemas que cumplieron con los criterios de cointegración. En particular se observa una mayor elasticidad de las exportaciones no tradicionales industriales e industriales sin azúcar que al considerar las no tradicionales totales y las no tradicionales sin banano, azúcar y grupos de minerales.

En general la elasticidad precio es de 1.5, mientras que la elasticidad ingreso estaría entre el 4 y el 6 aproximadamente dependiendo del tipo de exportación.

Obsérvese que para ambos socios la *t* de student del vector α sugeriría la exogeneidad débil del producto y los precios en algunos casos y tan solo de los precios en otros. En consecuencia se presentan las estimaciones bajo restricciones de exogeneidad débil para ambos países, cuadros 4 y 5.

²⁴ Que como se mencionó puede llevar a una interpretación errada.

CUADRO 4
RESULTADOS DE COINTEGRACIÓN BAJO RESTRICCIONES
DE EXOGENEIDAD DÉBIL – ESTADOS UNIDOS

ESTADOS UNIDOS Sistema	Vector de Cointegración β	Ajuste α (t – student)		Normalidad Multivariada	Autocorrelación Multivariada		
					LB	LM(1)	LM(4)
LXNTINDU LYU LPU	1 -5.91 -0.867	DLX -0.899 (-6.60)		0.15	0.00 ₂₅	0.43	0.35
LXNTINDU LYU LPU (con ITCR_IPC)	1 -6.242 -0.590	DLX -0.861 (-6.25)		0.13	0.00	0.15	0.65

CUADRO 5
RESULTADOS DE COINTEGRACIÓN BAJO RESTRICCIONES
DE EXOGENEIDAD DÉBIL – VENEZUELA

VENEZUELA Sistema	Vector de Cointegración β	Ajuste α (t – student)		Normalidad Multivariada	Autocorrelación Multivariada		
					LB	LM(1)	LM(4)
LXNTTV LYV LPV Dummies Intervención ²⁶	1 -4.055 -1.499	DLX -0.68 (-5.0)	DLY -0.08 (-2.8)	0.53	0.07	0.68	0.16
LXNTINDV LYV LPV Dummies Intervención ²⁷	1 -5.769 -1.504	DLX -0.67 (-6.1)	DLY -0.07 (-3.1)	0.1	0.52	0.28	0.18
LXNTSBAM LYV LPV Dummies Intervención ²⁸	1 -4.242 -1.519	DLX -0.71 (-4.6)	DLY -0.07 (-2.5)	0.56	0.07	0.45	0.51
LXNTINDSAV ,LYV LPV	1 -5.884 -1.599	DLX -0.733 (-3.54)		0.03	0.2	0.84	0.29

²⁵ Si bien con Ljung Box se rechaza la hipótesis de no autocorrelación, obsérvese que según el test de Multiplicadores de Lagrange es posible no rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación serial al menos hasta el orden 1 o 4.

²⁶ Las variables de intervención consideradas son dum1 (2003:01) y dum2 (2003:02).

²⁷ Las variable de intervención considerada es dum2 (2003:02).

²⁸ Las variables de intervención consideradas son dum1 (2003:01) y dum2 (2003:02).

Según se observa al imponer las restricciones de exogeneidad débil sobre los modelos de Estados Unidos la elasticidad con respecto a la demanda externa cae en ambos casos, aún más para el caso de las exportaciones no tradicionales industriales al pasar de 6.7 a 6.2. Entre tanto la elasticidad precio tiende a aumentar un poco en los dos modelos.

En lo que respecta a Venezuela para el caso de las exportaciones no tradicionales totales, industriales y sin incluir banano, azúcar y grupo de minerales se observa evidencia de exogeneidad débil solo para el ITCR. Tras la imposición de la respectiva restricción la elasticidad frente al ingreso externo no muestra variaciones importantes, tampoco así la elasticidad precio.

Cuando al modelo que incluye las exportaciones no tradicionales industriales sin azúcar con destino a Venezuela se le imponen las restricciones de nulidad para el ITCR y el PIB, conforme sugiere la prueba de exogeneidad débil, se presenta un cambio importante en la elasticidad que relaciona las exportaciones con el ingreso externo al pasar de 6.3 a 5.9. La elasticidad precio se mantiene prácticamente invariante en 1.5.

Conforme al enfoque de Lutkepohl (1993) el análisis de impulso respuesta provee de una interpretación más acertada de la elasticidad por cuanto involucra la dinámica completa del sistema. El concepto de elasticidad se asocia a la respuesta de largo plazo, de manera que las funciones de impulso respuesta identifican no solo el grado sino también la dirección de la respuesta de las exportaciones no tradicionales ante cambios en los precios relativos y en la demanda externa, como bien señalan Misas et al²⁹.

La función de impulso respuesta traza el efecto de un choque en un momento del tiempo en el valor corriente y futuro de las variables endógenas. Los cuadros 6 y 7, y los gráficos 1 a 6 que se presentan a continuación muestran las elasticidades de largo plazo entendidas como la respuesta de las

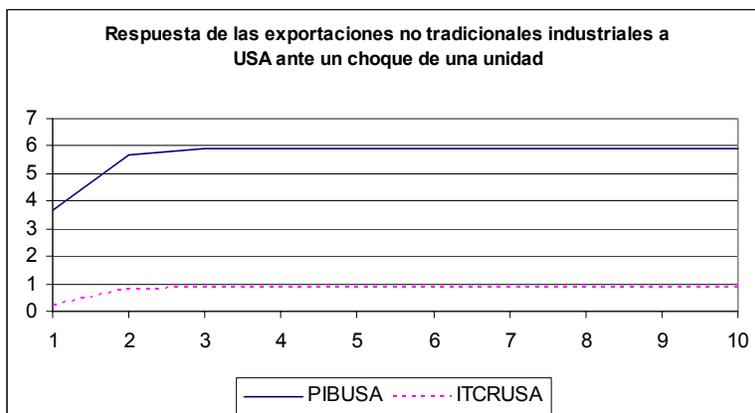
²⁹ Misas et al. "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes" Borrador No. 178 de abril de 2001.

exportaciones ante un choque sobre los precios y la demanda externa³⁰. Las especificaciones en cada uno de los modelos se mantienen así como las respectivas restricciones de exogeneidad débil.

CUADRO 6
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO PARA ESTADOS UNIDOS A PARTIR DEL
ANÁLISIS DE IMPULSO RESPUESTA

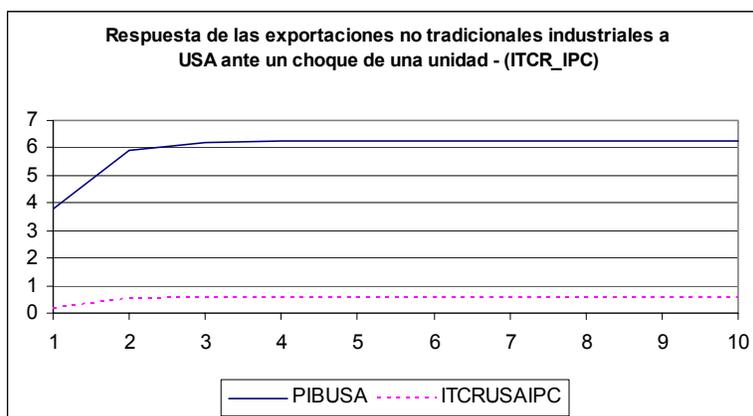
ESTADOS UNIDOS	Elasticidades		
	Sistema	Precios Relativos	Ingreso Externo
{LXNTINDU,LYU,LPU}		0.838	5.91
{LXNTINDU,LYU,LPU}		0.55	6.24
<i>(con ITCR IPC)</i>			

GRÁFICO 1



³⁰ Si las variables tienen diferentes escalas en algunos casos resulta útil considerar innovaciones de una desviación estándar antes que choques unitarios Lütkepohl (1993, p.45). Por ende el análisis suele mostrar el impulso ante un choque de una magnitud equivalente a una desviación estándar de los residuos. Para efectos interpretativos sin embargo resulta preferible evaluar la respuesta a un choque de una unidad.

GRÁFICO 2



CUADRO 7
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO PARA VENEZUELA A PARTIR DEL ANÁLISIS DE IMPULSO RESPUESTA

VENEZUELA Sistema	Elasticidades	
	Precios Relativos	Ingreso Externo
{LXNTTV,LYV,LPV}	1.59	6.13
{LXNTINDV,LYV,LPV}	1.73	11.3
{LXNTSBAM,LYV,LPV}	2.13	5.94
{LXNTINDSAV,LYV,LPV}	2.14	3.49

GRÁFICO 3

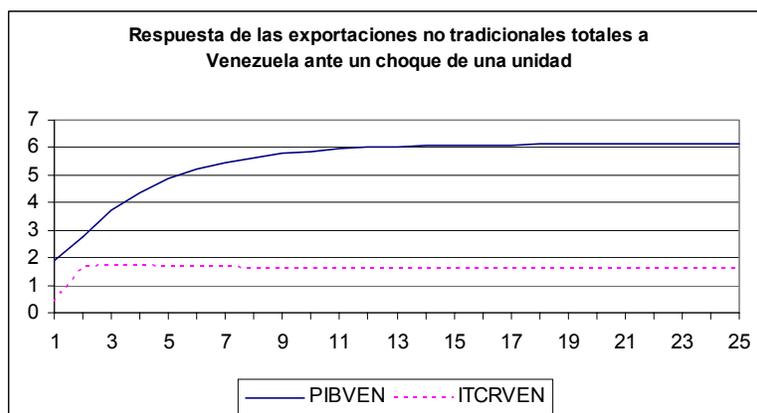


GRÁFICO 4

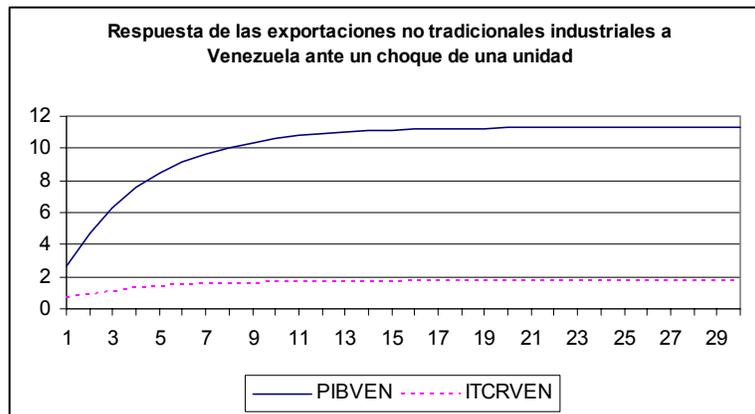


GRÁFICO 5

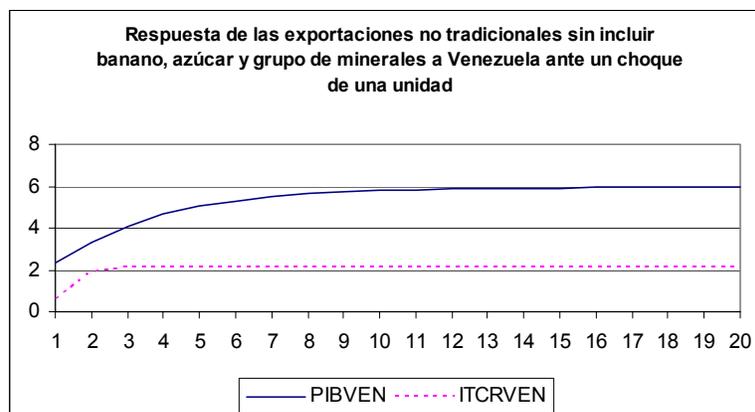
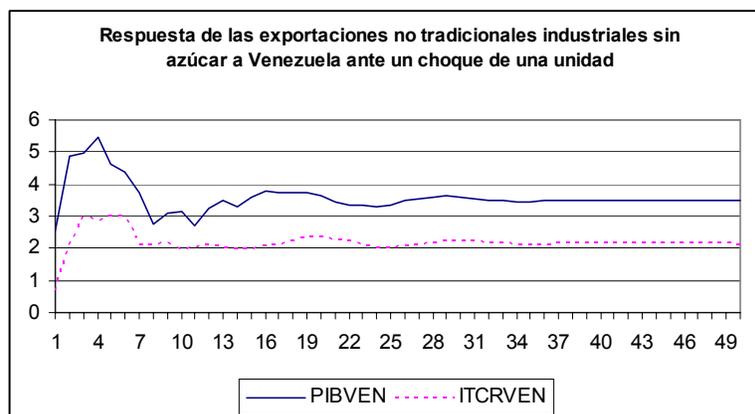


GRÁFICO 6



Para el caso de Estados Unidos las elasticidades de la demanda de exportaciones no tradicionales industriales observadas a partir de la función de impulso respuesta no muestran cambio alguno frente a aquellas que sugiere el vector de cointegración bajo restricciones de exogeneidad débil. No obstante la elasticidad precio cuando esta se calcula a partir del ITCR (IPC) baja de 0.861 a 0.55.

En lo que respecta a Venezuela la elasticidad de la demanda sube para tres de los cuatro modelos analizados. El cambio más fuerte lo muestra la elasticidad en el sistema que involucra las exportaciones no tradicionales industriales al pasar de 5.7 a 11.3. Cabe anotar que esta magnitud se alcanza aproximadamente 10 periodos después del choque. A un horizonte de un año la misma se mantiene por debajo del 8%.

La elasticidad de la demanda para los modelos que incorporan las exportaciones no tradicionales totales y no tradicionales sin banano, azúcar y grupo de minerales pasa en general de 4 a 6 manteniéndose sin embargo alrededor de 4 tres trimestres después de haberse dado el choque.

Para el caso de las exportaciones no tradicionales industriales sin azúcar el choque produce un efecto sinusoidal difuso. Tras un año de darse este se alcanza una elasticidad de la demanda máxima de 5.4, luego de diez trimestres se llega a 2.7 para posteriormente elevarse seis trimestres después a 3.79. El choque se estabiliza alrededor de 3.49 casi 25 trimestres después de haberse dado el mismo.

El cambio en la elasticidad precio es menos notorio. El más fuerte se da para los modelos que incorporan las exportaciones no tradicionales totales sin banano, azúcar y grupo de minerales y para las exportaciones totales industriales sin azúcar que pasan de 1.5 a 2.1 aproximadamente. Este efecto se estabiliza para el primer caso dos trimestres después de haberse dado, en tanto que para el caso de las exportaciones no tradicionales industriales sin azúcar luego de dos años y medio.

La respuesta de las exportaciones ante un choque de 1% en los precios relativos y el PIB de USA a un trimestre, un año, un año y medio y dos años se presentan para todos los sistemas en los cuadros 8 y 9.

CUADRO 8
IMPULSO RESPUESTA A DIVERSOS HORIZONTES
ESTADOS UNIDOS

ESTADOS UNIDOS	Respuesta de las exportaciones ante choque de 1% en:			
Sistema	Precios Relativos		PIB de USA	
{LXNTINDU,LYU,LPU}	Un trimestre	0.25	Un trimestre	3.64
	Un año	0.837	Un año	5.90
	Año y medio	0.838	Año y medio	5.91
	Dos años	0.838	Dos años	5.91
{LXNTINDU,LYU,LPU} <i>(con ITCR_IPC)</i>	Un trimestre	0.172	Un trimestre	3.76
	Un año	0.555	Un año	6.235
	Año y medio	0.556	Año y medio	6.241
	Dos años	0.556	Dos años	6.241

CUADRO 9
IMPULSO RESPUESTA A DIVERSOS HORIZONTES
VENEZUELA

VENEZUELA	Respuesta de las exportaciones ante un choque de 1% en:			
Sistema	Precios Relativos		PIB de Venezuela	
{LXNTTV,LYV,LPV}	Un trimestre	0.421	Un trimestre	1.917
	Un año	1.694	Un año	4.374
	Año y medio	1.653	Año y medio	5.208
	Dos años	1.626	Dos años	5.647
{LXNTINDV,LYV,LPV}	Un trimestre	0.640	Un trimestre	2.624
	Un año	1.263	Un año	7.545
	Año y medio	1.466	Año y medio	9.153
	Dos años	1.583	Dos años	10.073
{LXNTSBAM,LYV,LPV}	Un trimestre	0.581	Un trimestre	2.364
	Un año	2.114	Un año	4.649
	Año y medio	2.126	Año y medio	5.306
	Dos años	2.127	Dos años	5.631
{LXNTINDSAV,LYV,LPV}	Un trimestre	0.669	Un trimestre	2.568
	Un año	2.856	Un año	5.451
	Año y medio	2.983	Año y medio	4.39
	Dos años	2.100	Dos años	2.776

De otra parte como señalan Misas et al³¹ las elasticidades de la demanda de exportaciones reales no tradicionales a los precios relativos y a la demanda externa se pueden obtener a través de la matriz C. Dicha matriz surge de la representación MA³² del sistema, de manera que refleja el efecto de largo plazo sobre las exportaciones no tradicionales ante un choque aleatorio en las demás variables en el momento $t=1$.

Los cuadros 10 y 11 que se presentan a continuación, resumen las elasticidades obtenidas a partir de este enfoque.

CUADRO 10
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO PARA ESTADOS UNIDOS
A PARTIR DE LA MATRIZ C

ESTADOS UNIDOS Sistema	Elasticidades	
	Precios relativos	Demanda externa
{LXNTINDU,LYU,LPU}	0.867	5.91
{LXNTINDU,LYU,LPU} (con ITCR IPC)	0.59	6.24

CUADRO 11
ELASTICIDADES DE LARGO PLAZO PARA VENEZUELA
A PARTIR DE LA MATRIZ C

ESTADOS UNIDOS Sistema	Elasticidades	
	Precios relativos	Demanda externa
{LXNTTV,LYV,LPV}	3.391	8.016
{LXNTINDV,LYV,LPV}	4.151	15.928
{LXNTSBAM,LYV,LPV}	3.66	8.13
{LXNTINDSAV,LYV,LPV}	1.865	3.283

Puede observarse que la elasticidad de la demanda de exportaciones no tradicionales industriales a la demanda de Estados Unidos se mantiene invariante independientemente si se obtiene esta a partir del vector de cointegración estimado bajo restricciones de exogeneidad débil, el impulso respuesta o la matriz C. La elasticidad con respecto al precio varía muy poco y

³¹ Misas et al. "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes" Borrador No. 178 de abril de 2001.

³² Moving Average.

en general está en 0.8 para el índice de tasa de cambio real medido con IPP y 0.5 para el índice de tasa de cambio real medido con IPC.

En el caso de Venezuela la obtención de las elasticidades a partir de la matriz C si representa cambios importantes frente a los análisis precedentes. Salvo el caso de la elasticidad precio de las exportaciones no tradicionales industriales sin azúcar, que pasa de 1.5 a 1.8, se aprecian cambios relevantes en la elasticidad precio de las exportaciones no tradicionales totales y no tradicionales sin azúcar banano y grupo de minerales, al pasar de 1.5 en ambos casos a 3.3 y 3.6 respectivamente. El cambio más notorio se da en la elasticidad precio de las no tradicionales industriales que llega a 4.1.

La elasticidad de las exportaciones con respecto al ingreso venezolano también varía y para el caso de las exportaciones no tradicionales se observa una magnitud apreciable que supera el 11.3 obtenido en el análisis de impulso respuesta. Para el caso de las no tradicionales totales y no tradicionales sin azúcar, banano y grupo de minerales la elasticidad aumenta en 2 puntos aproximadamente. La elasticidad de las no tradicionales industriales sin azúcar no cambia significativamente.

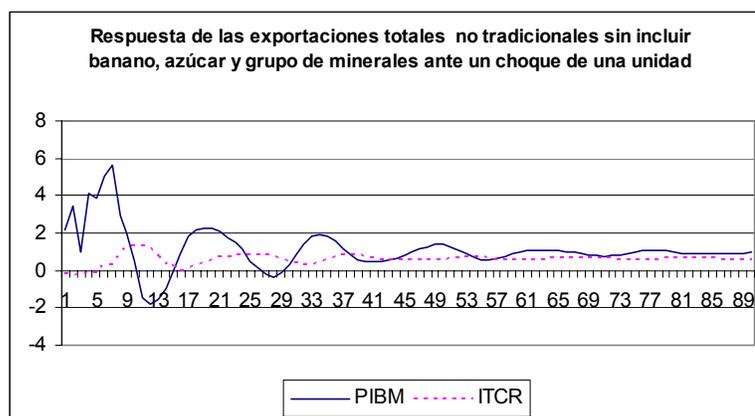
Para socios comerciales diferentes de Estados Unidos y Venezuela no es posible establecer una relación de largo plazo que cumpla satisfactoriamente las condiciones del análisis de cointegración aún a un orden de rezago superior al inicialmente propuesto. La única excepción vendría dada por las exportaciones totales no tradicionales sin incluir banano, azúcar y grupo de minerales.

Al tomar un rezago en niveles de orden siete para dicho sistema que incluye además de las exportaciones totales sin incluir banano, azúcar y minerales, el PIB mundial y el índice de tasa de cambio real total con socios comerciales, es posible encontrar un modelo drift. En dicho modelo existe evidencia para no rechazar la exogeneidad débil de la demanda mundial y en consecuencia al imponer las restricciones de exogeneidad se obtiene una

elasticidad del PIB de 3.31 y de los precios de 0.521; interpretando la misma a partir del vector de cointegración.

El respectivo análisis de la función de impulso respuesta provee un resultado sumamente fluctuante. Su representación gráfica se presenta a continuación.

GRÁFICO 7



La estabilidad del vector de cointegración para los diferentes modelos evaluados se presenta en el anexo 3.

B. BONDAD DEL PRONÓSTICO DENTRO DE MUESTRA PARA EL MODELO ESTIMADO A PARTIR DEL PERIODO 1991: I - 2004: II

Un aspecto interesante de evaluar en los diferentes modelos estimados es la bondad del pronóstico que sugieren los mismos. Para ello obsérvese de forma preliminar en los gráficos 8 a 13 una representación que involucra las exportaciones no tradicionales observadas según el caso y el pronóstico para el periodo comprendido entre el tercer trimestre del 2003 y el segundo trimestre del 2004, es decir el pronóstico a un horizonte de un año.

GRÁFICO 8

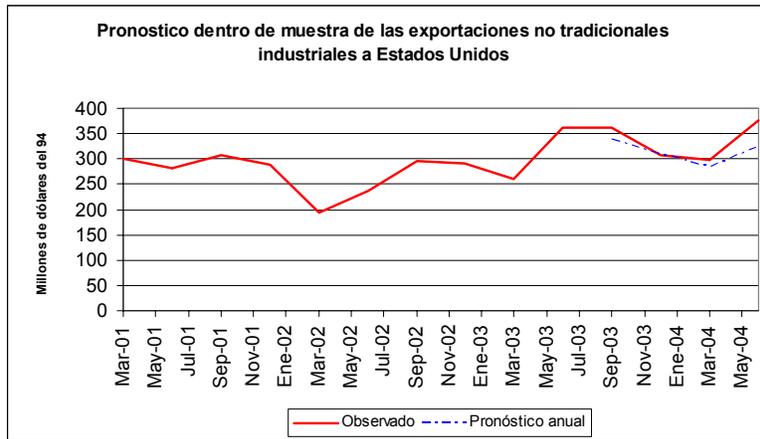


GRÁFICO 9

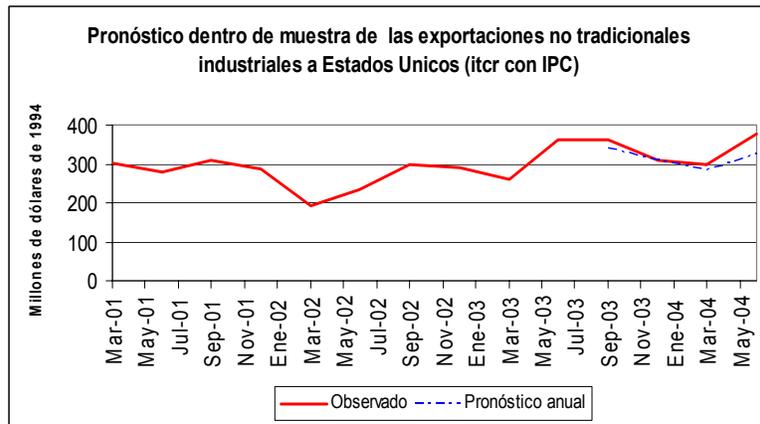


GRÁFICO 10



GRÁFICO 11



GRÁFICO 12



GRÁFICO 13



Una evaluación más precisa del pronóstico se presenta en los cuadros 12 y 13 los cuales muestran diferentes criterios de evaluación de pronóstico para los

distintos modelos analizados. Una breve explicación de los criterios puede observarse en el anexo 4.

**CUADRO 12
EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO DENTRO DE MUESTRA
PARA ESTADOS UNIDOS**

ESTADOS UNIDOS	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR
{LXNTINDU,LYU,LPU}	36.02	0.10	30.13	0.09	100
{LXNTINDU,LYU,LPU} <i>(con ITCR IPC)</i>	29.71	0.08	22.73	0.06	100

**CUADRO 13
EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO DENTRO DE MUESTRA
PARA VENEZUELA**

VENEZUELA	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR
{LXNTTV,LYV,LPV}	11.86	0.04	9.89	0.03	100
{LXNTINDV,LYV,LPV}	25.90	0.09	17.28	0.06	100
{LXNTSBAM,LYV,LPV}	8.84	0.03	8.58	0.03	66.67
{LXNTINDSAV,LYV,LPV}	20.56	0.08	19.68	0.08	100

C. ESTIMACIÓN PARA EL PERIODO 1980: II - 2004: IV

Teniendo en cuenta los mismos aspectos señalados en el apartado III para la modelación bajo VEC y actualizando el conjunto de información utilizado en su momento por Misas et al³³, que le permite obtener una función de las exportaciones totales y hacia Estados Unidos es posible obtener la función de exportaciones totales resumida en el cuadro 14³⁴.

³³ Misas et al. "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes" Borrador No. 178 de abril de 2001.

³⁴ Sorpresivamente para el caso de las exportaciones no tradicionales totales hacia los Estados Unidos no se pudo establecer una relación de cointegración. No obstante al considerar el periodo trabajado por Misas et al se avalan sus resultados. Al actualizar la información no fue posible siquiera reconocer, tras la corrección por tamaño de muestra propuesta por Cheung y Lai (1993), la presencia de algún vector de cointegración a ninguno de los rezagos propuestos. Cabe anotar que para el caso de los Estados Unidos se cuenta sin embargo con la relación de largo plazo establecida para la demanda de las exportaciones no tradicionales industriales evaluada anteriormente.

CUADRO 14
COINTEGRACIÓN – EXPORTACIONES NO TRADICIONALES TOTALES

EXPORTACIONES NO TRADICIONALES TOTALES	Prueba de cointegración		Vectores de cointegración $\beta' = [\beta_1, \beta_2, \beta_3]$	Ajuste $\alpha' = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3]$ (t – student)		
	Sistema/Modelo Longitud de rezago	Traza		Valor Crítico	DLX	DLY
{LXNTT,LYU,LPT}	26.79	26.70	1	DLX	DLY	DLP
Modelo: drift	9.96	13.31	-1.872	-0.16	0.00	0.00
Rezago: 3	0.04	2.71	-1.844	(-4.6)	(1.0)	(0.0)
Dummies intervención ³⁵						

Conforme muestra el cuadro e interpretando las elasticidades a partir del vector de cointegración, podría sugerirse que la elasticidad ingreso³⁶ de las exportaciones no tradicionales totales hacia el mundo es de 1.87, en tanto que la elasticidad precio sería de 1.84³⁷.

Al observar el test de exogeneidad débil se sugiere la evidencia de esta para el producto externo y el índice de tasa de cambio real total, lo que lleva en consecuencia a su reestimación bajo dichas restricciones. El cuadro 15 presenta los resultados.

CUADRO 15
RESULTADOS DE COINTEGRACIÓN BAJO RESTRICCIONES
DE EXOGENEIDAD DÉBIL – EXPORTACIONES NO TRADICIONALES TOTALES

TOTALES	Vector de Cointegración β	Ajuste α (t – student)	Normalidad Multivariada	Autocorrelación Multivariada		
				LB	LM(1)	LM(4)
Sistema						
LXNTT	1	DLX	0.10	0.05	0.04	0.22
LYU	-1.869	-0.16				
LPT	-1.763	(-4.53)				
Dummies Intervención ³⁸						

³⁵ La variable de intervención considerada es dum1 (1981:02 y 04). Adicionalmente cabe anotar que el *p value* asociado al test de exclusión del vector de cointegración para el logaritmo del PIB de los Estados Unidos es de 0.133.

³⁶ PIB de USA.

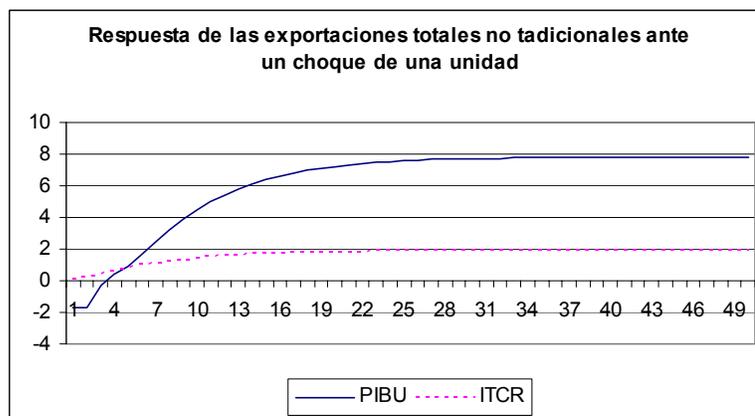
³⁷ La respectiva prueba de estabilidad del vector de cointegración se encuentra en el anexo 3.

³⁸ La variable de intervención considerada es dum1 (1981:02 y 04).

Bajo dichas restricciones la elasticidad a la demanda externa se mantiene prácticamente invariante mientras que la elasticidad precio baja de 1.84 a 1.763.

El análisis de impulso respuesta sugiere una elasticidad de largo plazo del producto externo de aproximadamente 8, en tanto que la elasticidad precio sería de aproximadamente 1.9. No obstante las respuestas ante estos choques alcanzan dichas magnitudes solo después de muchos trimestres (entre 20 y 30 respectivamente) conforme sugiere la gráfica 14.

GRAFICO 14



Es por ello que para efectos prácticos debe tenerse en cuenta que la elasticidad ingreso a un año sería de aproximadamente 0.37 y la elasticidad precio de 0.61, en tanto que para dos años sería de 3.24 y 1.24 respectivamente³⁹.

La interpretación de la elasticidad de largo plazo a partir de la matriz C arrojaría una elasticidad de la demanda de 8.31 en tanto que una elasticidad precio de 1.83, muy similares a las elasticidades obtenidas en el muy largo plazo en el análisis de impulso respuesta.

³⁹ La adaptación de los resultados del impulso respuesta al actual enfoque del cálculo de la balanza de pagos para Colombia se presenta en el anexo 5.

D. BONDAD DEL PRONÓSTICO PARA EL MODELO ESTIMADO A PARTIR DEL PERIODO 1980: I - 2004: IV

El gráfico 15 y el cuadro 16, que presenta la evaluación de pronóstico dentro de muestra para las exportaciones totales sugieren una bondad de ajuste adecuada. Obsérvese que las medidas de error relativo no pasan del 5%.

GRAFICO 15



CUADRO 16
EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO DENTRO DE MUESTRA
PARA LAS EXPORTACIONES TOTALES

TOTALES	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR
{LXNTT,LYU,LPT}	93.06	0.05	84.93	0.04	66.67

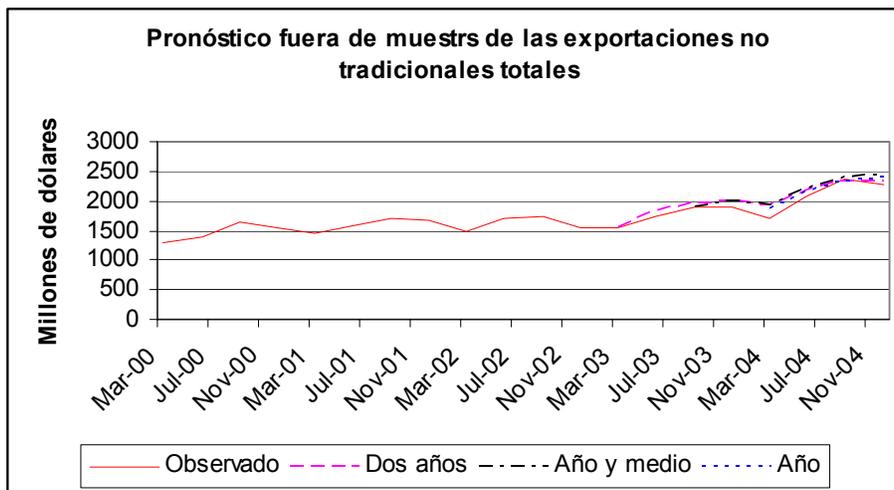
El cuadro 17 por otro lado muestra la evolución del pronóstico fuera de muestra a un horizonte de un año, año y medio y dos años. De esta forma y por ejemplo para el caso de la evaluación a un año se toma información hasta el cuarto trimestre de 2003 y se reestiman los coeficientes del modelo

manteniendo la especificación del mismo. Posteriormente se procede a evaluar la bondad del pronóstico.

CUADRO 17
EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO FUERA DE MUESTRA
PARA LAS EXPORTACIONES NO TRADICIONALES TOTALES

Horizonte	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR
Un año	103.59	0.06	93.92	0.05	66.67
Año y medio	133.05	0.07	105.15	0.05	60
Dos años	104.47	0.06	88.19	0.05	71.43

GRAFICO 16



Adicionalmente la evaluación fuera de muestra para el caso de las exportaciones no tradicionales totales se presenta en términos nominales en el cuadro 18. Es claro que las medidas relativas no cambian.

CUADRO 18
EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO FUERA DE MUESTRA
PARA LAS EXPORTACIONES NOMINALES NO TRADICIONALES TOTALES

Horizonte	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR
Un año	107.03	0.06	97.57	0.05	66.67
Año y medio	136.64	0.07	108.08	0.05	60
Dos años	105.83	0.06	89.63	0.05	71.43

En general la menor bondad en el pronóstico fuera de muestra se da a un horizonte de año y medio. Obsérvese que el máximo error relativo no sobrepasa el 7%.

V. CONCLUSIONES

En general se observa una mayor sensibilidad de las exportaciones no tradicionales a la demanda externa que a los precios.

Para el caso venezolano fueron más los sistemas que cumplieron con los criterios de cointegración en comparación al caso de los Estados Unidos cuya única variación se encontró para las exportaciones no tradicionales industriales tomando ITCR con IPC o IPP. Para socios comerciales diferentes no es posible establecer relaciones de largo plazo que cumplan satisfactoriamente las condiciones del análisis de cointegración.

La elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones no tradicionales trimestrales a Estados Unidos se mantiene invariante independiente si se obtiene esta a partir del vector de cointegración estimado bajo restricciones de exogeneidad débil, el impulso respuesta o la matriz C, y oscila entre 5.9 y 6.2 según se tome el índice de tasa de cambio real con IPC o IPP respectivamente. La elasticidad precio varía muy poco y en general está en 0.8 y 0.5 para ITCR con IPP e IPC.

El impulso respuesta a un horizonte de un año para Venezuela sugiere que la mínima elasticidad precio sería de 1.2, caso de las exportaciones no tradicionales industriales, y máximo de 2.8 para el caso de las exportaciones no tradicionales industriales sin azúcar. El mismo tipo de observación arroja una elasticidad ingreso mínima de 4.3 para el sistema que involucra las exportaciones no tradicionales totales y máxima de 7.5 si se trata de la exportaciones no tradicionales industriales.

Es posible obtener la función de exportaciones totales la cual sugiere a través de la función de impulso respuesta una elasticidad ingreso a un año de 0.37 y una elasticidad precio de 0.61, en tanto que a dos años sería de 3.24 y 1.24 respectivamente.

Al evaluar la calidad del pronóstico dentro de muestra se observa para el caso de los Estados Unidos un error relativo máximo del 10% y para el caso venezolano de 9%. El mínimo error relativo en cada caso sería de 6% y 3%.

La evaluación de pronóstico para las exportaciones trimestrales totales muestra una bondad de ajuste adecuada donde los errores de pronóstico relativos no superan un error del 5% dentro de muestra y un 7% fuera de ella.

BIBLIOGRAFÍA

Cheung, Y. and Lai, (1993), K. "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55; 1993.

Coletti et al (1996). "The Bank of Canada's New Quaterly Projection Model, Part 3. The Dynamic Model: QPM", Banco del Canadá.

Franses P.H. and D. van Dijk (2000), *Non-linear time series models in empirical finance*, Cambridge University Press.

Ghosh, A. y Ostry (1994), J. "Export Instability and the External Balance in Developing Countries", *IMF Staff Papers*. Vol.41, No.2.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, pages 231-54.

----- (1994), "The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables", *Econometric Reviews*, No. 13, pages 205-29.

Judge, G. Et al, (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley.

Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Spriger-Verlag, Second Edition.

Misas et al (2001). "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes", Banco de la República, Borradores de Economía, No. 178.

Misas, M y H. Oliveros (1997), "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: Funciones de demanda de dinero en Colombia, un ejercicio más", Banco de la República, Borradores de Economía, No. 75.

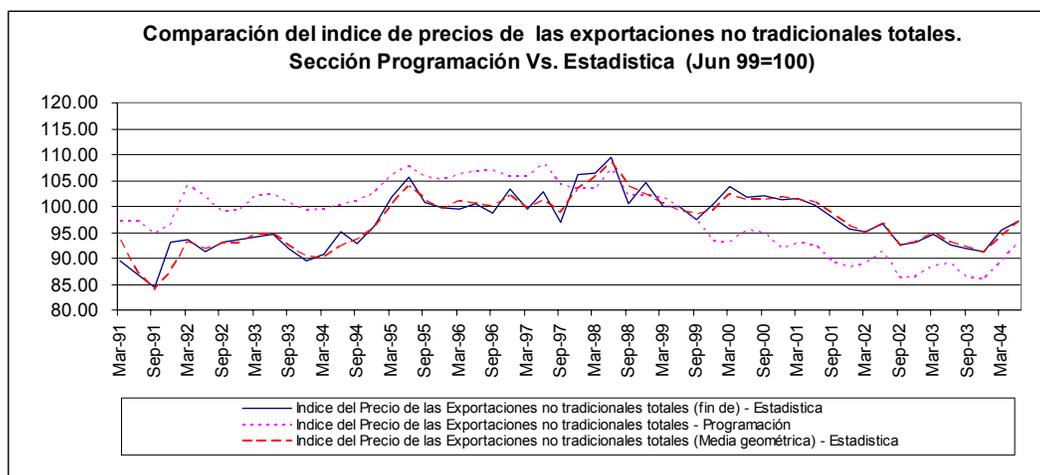
Oliveros, H y L. Silva (2000), "La demanda de importaciones en Colombia", Banco de la República, Borradores de Economía, No.

ANEXO 1

COMPARACIÓN GRÁFICA DEL DEFLACTOR

A continuación se presenta una sencilla comparación gráfica entre el deflactor de las exportaciones totales utilizado por Misas et al⁴⁰ y el nuevo deflactor calculado en la sección de Programación Macroeconómica. Ello para dar una idea de sus diferencias cualitativas y cuantitativas. Para la deducción del deflactor de las exportaciones reales en el caso de la base utilizada por Misas et al⁴¹ se recurrió a la sección de Estadística, quien inicialmente proveyó las series para dicho trabajo. Es de anotar que la serie aquí presentada pudo haber sufrido transformaciones por efectos de reprocesamiento de la información pero según se informó, basándose en dicho deflactor se calcularon las exportaciones reales para el trabajo de Misas et al⁴².

GRÁFICO A1.1

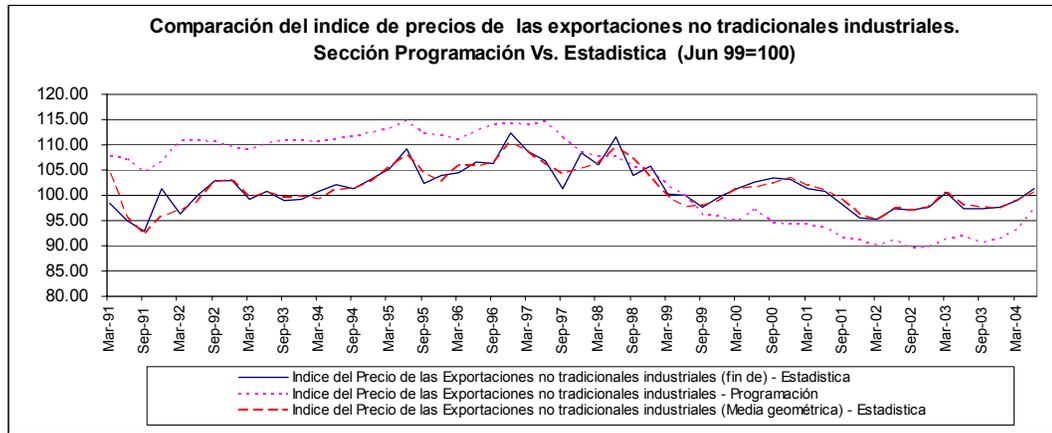


⁴⁰ Misas et al. "Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes" Borrador No. 178 de abril de 2001.

⁴¹ *Ibíd.*

⁴² *Ibíd.*

GRÁFICO A1.2



ANEXO 2
COMPARACIÓN DE CRECIMIENTOS TRIMESTRALES DE ALGUNAS
DE LAS VARIABLES INVOLUCRADAS EN LOS MODELOS

GRÁFICO A2.1

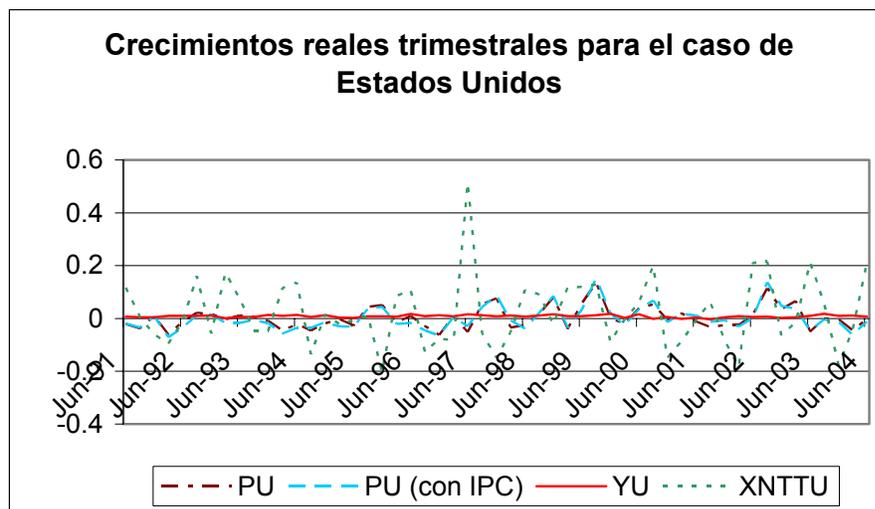
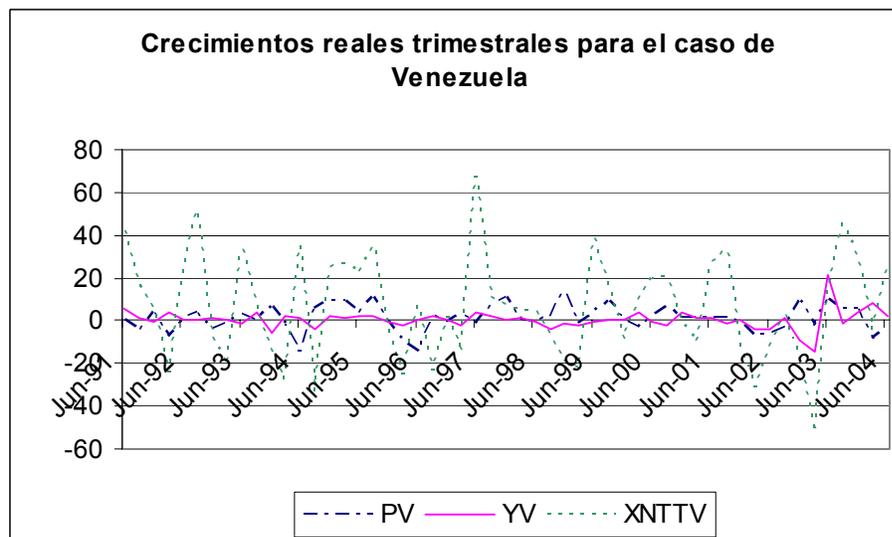


GRÁFICO A2.2



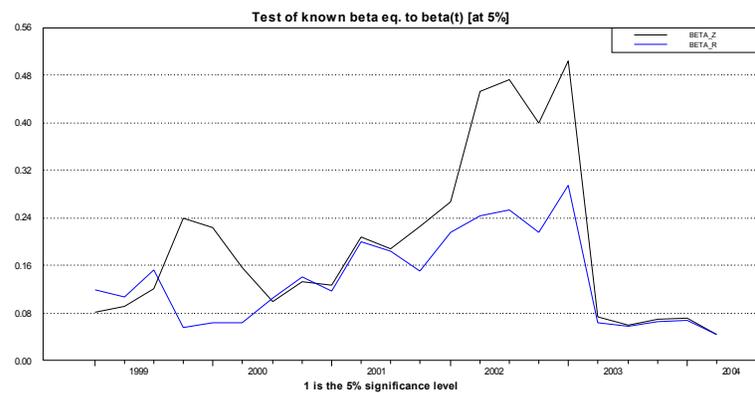
ANEXO 3

ESTABILIDAD DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN

En los gráficos siguientes se presentan las pruebas de estabilidad del vector de cointegración de Hansen y Johansen (1993) para cada uno de los sistemas seleccionados a un nivel de significancia del 5%. Los gráficos han sido reescalados de tal forma que aquellos valores mayores que uno indican inestabilidad del vector de cointegración para dicho nivel de significancia.

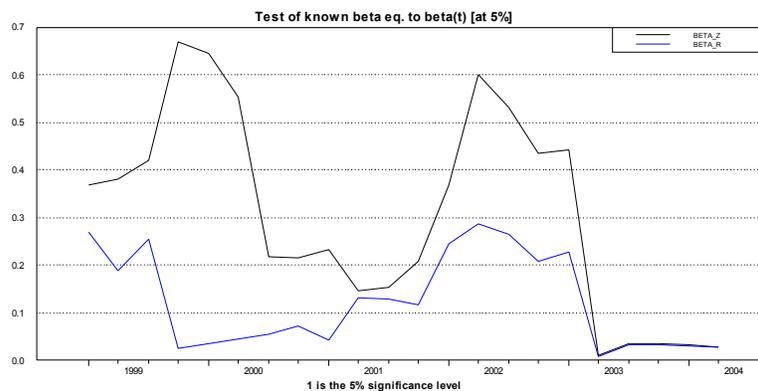
Sistema: {LXNTINDU,LYU,LPU}

GRÁFICO A3.1



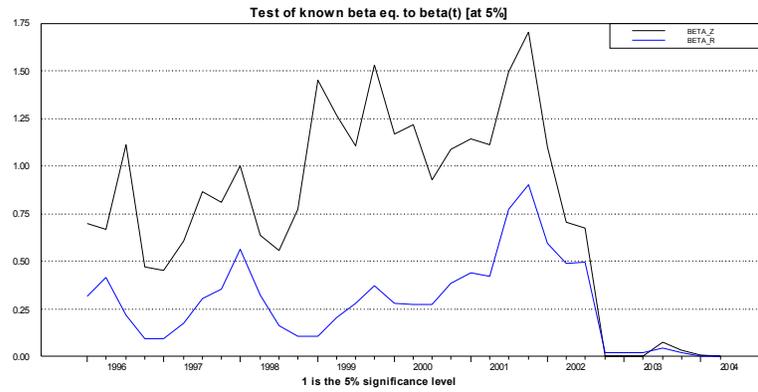
Sistema: {LXNTINDU,LYU,LPU) con *ITCR_IPC*)

GRÁFICO A3.2



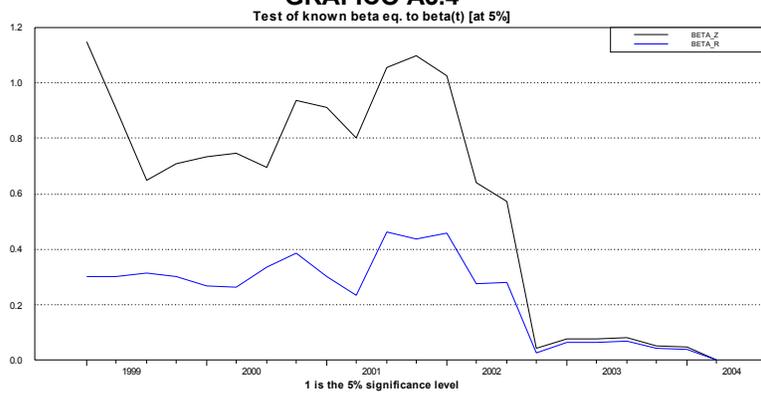
Sistema: {LXNTTV,LYV,LPV}

GRÁFICO A3.3



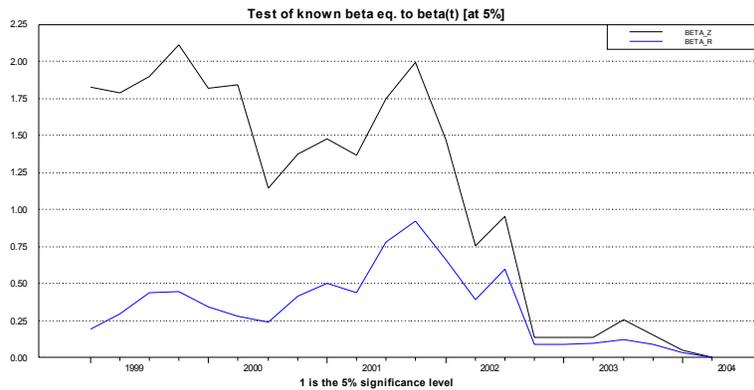
Sistema: {LXNTINDV,LYV,LPV}

GRÁFICO A3.4



Sistema: {LXNTSBAM,LYV,LPV}

GRÁFICO A3.5



ANEXO 4
MEDIDAS DE EVALUACIÓN DE PRONÓSTICO

$$\mathbf{RMPE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}$$

$$\mathbf{RMSPE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right]^2}$$

$$\mathbf{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|$$

$$\mathbf{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|$$

$$\mathbf{SRP} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n I_t [\{(y_t - y_{t-1}) \cdot (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})\} > 0]$$

$$\mathbf{SRN} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n I_t [\{(y_t - y_{t-1}) \cdot (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})\} < 0]$$

$$\mathbf{SR} = \mathbf{SRP} + \mathbf{SRN}$$

Donde:

n es el número de observaciones consideradas

\hat{y}_t valor estimado por el sistema

ANEXO 5
ADAPTACIÓN DE LOS RESULTADOS AL ACTUAL ENFOQUE DEL
CÁLCULO DE LA BALANZA DE PAGOS PARA COLOMBIA

Este anexo sugiere una forma posible de incorporar los resultados obtenidos en el análisis de cointegración de las exportaciones no tradicionales totales para Colombia al cálculo de dicha variable en la Balanza de Pagos.

Cabe mencionar que la variación en las reservas internacionales (RI) es equivalente a la suma de la cuenta corriente (CC) y la cuenta de capital (CK).

$$\Delta RI = CC + CK \quad (A5.1)$$

A su vez la CC y la CK vienen dadas por:

$$CC = X - M + INF \quad (A5.2)$$

$$CK = \text{Flujos financieros de largo plazo} + \text{Flujos financieros de corto plazo} \quad (A5.3)$$

Donde X = exportaciones, M = importaciones e INF = ingreso neto de factores.

Las exportaciones se clasifican en exportaciones tradicionales⁴³ y no tradicionales⁴⁴. Las primeras previsible en función de los precios y los volúmenes de exportación esperados, en tanto que las exportaciones no tradicionales dependen del precio (la tasa de cambio) y del ingreso externo de los socios comerciales de Colombia.

Al establecer los flujos futuros por concepto de los diferentes rubros al interior de la identidad (A5.1) es posible obtener la tasa de cambio real que conduce al cierre de la balanza de pagos.

⁴³ Café, carbón, petróleo y sus derivados y ferroniquel.

⁴⁴ El peso de las exportaciones no tradicionales con relación a las exportaciones totales fue para el 2003 y el 2004 del 53% (incluyendo oro y esmeraldas).

El presente trabajo provee a través del análisis de la función de impulso respuesta el efecto cuantitativo de cambios en el ingreso externo y la devaluación real sobre las exportaciones no tradicionales para Colombia a diversos horizontes. Estos cambios, según la dinámica incorporada en el esquema vigente de la balanza de pagos, se tienen en cuenta para el crecimiento anual de las exportaciones no tradicionales a través de la siguiente especificación⁴⁵:

$$(1 + \hat{X}_t) = (1 + \text{DEV}_t)^{\xi_1} \cdot (1 + \text{DEV}_{t-1})^{\xi_2} \dots (1 + \hat{Y}_t^*)^{\varepsilon_1} \cdot (1 + \hat{Y}_{t-1}^*)^{\varepsilon_2} \dots \quad (\text{A5.4})$$

$$(1 + \hat{X}_{us}) = (1 + \hat{X}_t) (1 + \Pi_{us}) \quad (\text{A5.5})$$

Donde \hat{X}_t crecimiento real de las exportaciones no tradicionales, DEV_t devaluación real, \hat{Y}_t^* crecimiento real ponderado del ingreso externo de los socios comerciales de Colombia, \hat{X}_{us} crecimiento nominal en dólares de las exportaciones no tradicionales y Π_{us} inflación externa medida en dólares. Obsérvese que las elasticidades precio ξ_i e ingreso ε_i provienen de la respuesta ante el choque de una unidad a un determinado horizonte i .

⁴⁵ Algunos métodos de calibración utilizados por el Banco Central del Canadá toman las propiedades de las funciones de impulso respuesta para replicar ciertos hechos globales que se juzgan como deseables considerando que surgen de estimaciones robustas que proveen la mejor aproximación posible. En general, la idea es imitar el comportamiento de las funciones de impulso respuesta. Al respecto véase Coletti et al. (1996). Parte 3, Calibración.