



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

## DEMANDA DE IMPORTACIONES PARA EL CASO COLOMBIANO: 1980 - 2004

JUAN NICOLÁS HERNÁNDEZ A<sup>§</sup>

JULIO DE 2005

### *Resumen*

El presente documento explora la existencia de una relación de largo plazo entre la demanda de importaciones totales, de bienes de consumo, de bienes intermedios y de bienes de capital con el ingreso interno y la tasa de cambio real a través de un modelo multivariado VEC. Adicionalmente pretende hallar las elasticidades ingreso y precio en cada uno de los casos considerando hechos tan relevantes durante el periodo de estudio como el proceso de apertura.

En la mayoría de los casos fue posible establecer dicha relación, aunque la bondad del pronóstico difiere para cada una de las especificaciones encontradas. La interpretación de las elasticidades conforme indica la literatura proviene de la función de impulso respuesta o de la denominada matriz C. Al aplicar en el contexto de la balanza de pagos las elasticidades estimadas se estableció que aquellas sugeridas por la matriz C mostraban un mejor ajuste.

Clasificación JEL: C32, F17

Palabras clave: Importaciones, elasticidad, cointegración

---

\* Agradezco los comentarios y sugerencias del Departamento de Programación e Inflación en cabeza de su director Juan Mauricio Ramírez y la colaboración de Jacinto Londoño y Mario Ramos en la provisión de la base de datos. El acompañamiento de Dayra Garrido para la aplicación de los resultados al interior de las estimaciones de la balanza de pagos ha sido de suma importancia.

## 1. CARACTERIZACIÓN DE LA DEMANDA POR IMPORTACIONES

La demanda de importaciones depende básicamente de la demanda interna y la tasa de cambio en la medida que esta última afecta el precio de los bienes importados. De esta manera si en la economía hay un crecimiento del ingreso la demanda de importaciones suele crecer<sup>1</sup>, al tiempo que en presencia de una apreciación del tipo de cambio los bienes importados resultan menos costosos. Desde luego la incidencia de estas variables sobre las importaciones esta sujeta a múltiples factores tales como el grado de apertura comercial que caracteriza a una economía en particular o la evolución de la inversión productiva según menciona Villar (1995).

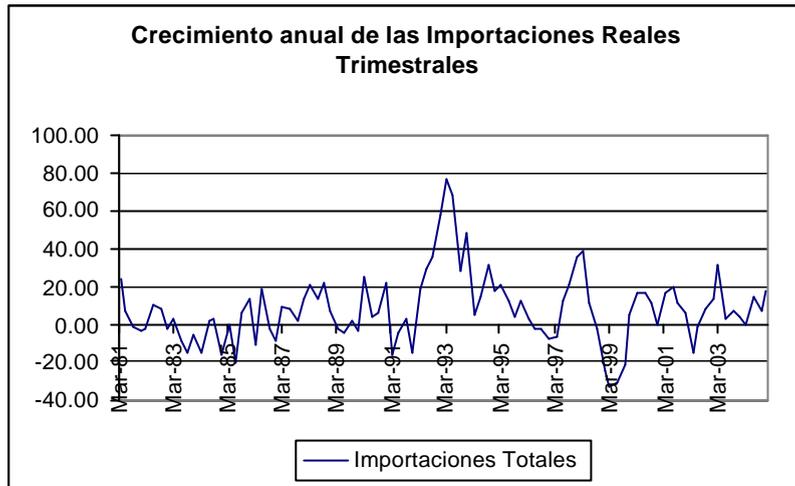
La dinámica del crecimiento de las importaciones totales de Colombia muestra un incremento en su volatilidad a partir de la década de los noventa en comparación con la década anterior. El extraordinario crecimiento que se observa en los primeros tres años de los noventa es seguido por una importante caída hasta el primer trimestre 1997, momento en el cual se da un nuevo repunte hasta el primer trimestre de 1998 para con posterioridad llegar a un mínimo en el segundo semestre de 1999. Este mínimo coincide con la fuerte contracción del producto observada en el 99. El incremento de las importaciones desde entonces es muy similar a la tendencia de recuperación que se observa para el producto en los últimos años.

La relación con el tipo de cambio a primera vista no es tan evidente como la observada en el caso de la demanda, lo que eventualmente se reflejará en la magnitud de las respectivas elasticidades ingreso y precio. Gráficas 1 a 3.

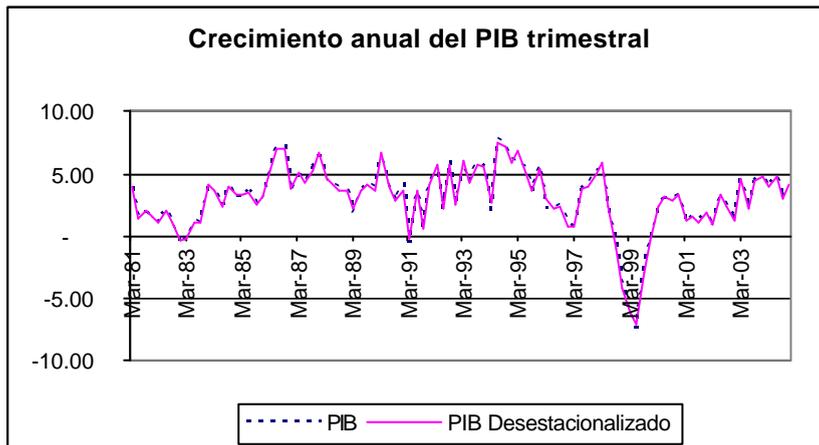
---

<sup>1</sup> Trabajos elaborados para Colombia alertan sobre la importancia de discriminar las variaciones en el ingreso entre cíclicas y permanentes. Si las variaciones en el ingreso no se perciben como permanentes la elasticidad ingreso podría estar sobrestimada. Al respecto véase Alonso y Herrera (1990).

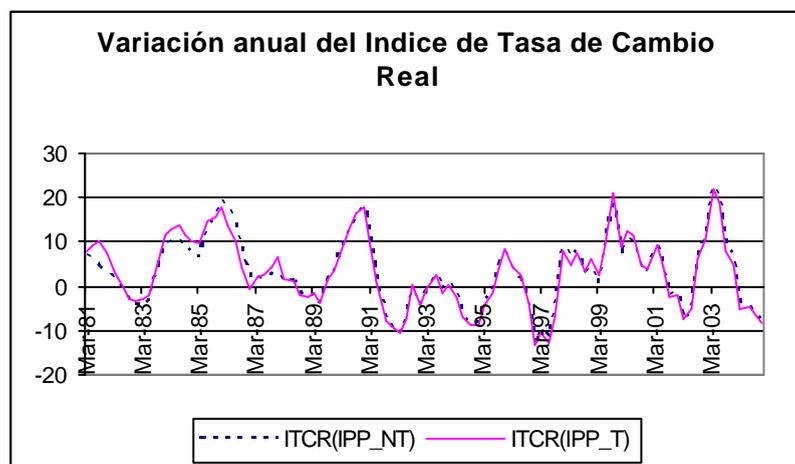
Gráfica 1



Gráfica 2

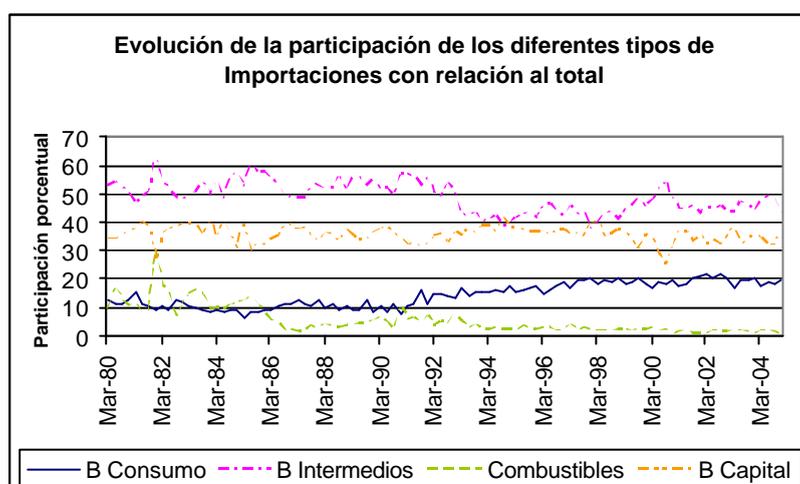


Gráfica 3



Según tipo de importaciones la participación de la importación de bienes de capital, es decir de aquellos bienes que se utilizan para la producción de otros<sup>2</sup>, ha oscilado a lo largo de las dos últimas décadas alrededor del 30% y 40%. Entre finales de 1991 y de 1994 su participación pasó del 31% al 41% en tanto que del primer trimestre de 1998 a finales del 2000 descendió del 40% al 26%. Gráfica 4.

Gráfica 4



La variación en la participación de bienes de capital es casi compensada con la variación en la participación de la importación de bienes intermedios, o de materias primas o insumos.

De esta forma entre el último trimestre de 1992 y el cuarto trimestre de 1994 (cuando como se anotó anteriormente se incrementó la importación de bienes de capital) se observa un descenso en la participación de la importación de los bienes intermedios del 55% al 38%. Este espacio cedido por los bienes intermedios es ganado adicionalmente por la importación de bienes de consumo que desde 1992 muestra una tendencia creciente que tiende a estabilizarse alrededor del 20% a partir de 1997.<sup>3</sup> De igual forma cuando la participación de la importación de intermedios pasó en el periodo 1998 a 2000

<sup>2</sup> Entre los que se encuentra la maquinaria y equipo

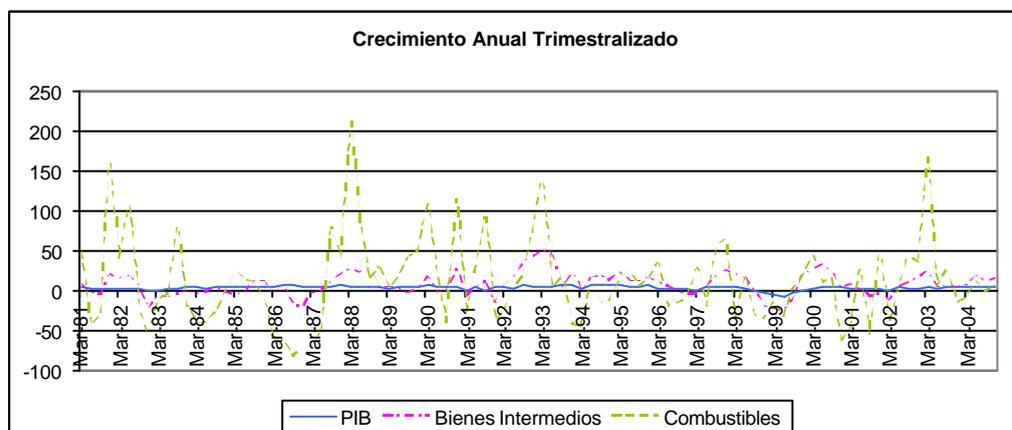
<sup>3</sup> Participación importante considerando que su participación promedio para la década de los 80 era de apenas del 10.4%.

de 43.4% a 53.96% la participación de bienes de capital disminuyó en más de 10 puntos porcentuales.

Obsérvese que la variación de la participación de bienes de capital en el total de las importaciones es generalmente más procíclica que la variación en la participación de los bienes intermedios. La elasticidad ingreso podría ser en consecuencia más baja para el caso de los bienes intermedios, que ante aumentos en el producto crecería pero no tanto como la demanda de bienes de capital. La relación entre ingreso e importación de bienes de consumo por otra parte no es tan directa como la observada para los otros tipos de bienes.

La gráfica 5 muestra adicionalmente que dentro de los intermedios, los combustibles presentan una variación anual mucho más errática en comparación con el agregado de los bienes intermedios lo que podría justificar la evaluación de una relación de largo plazo excluyendo de los bienes totales e intermedios a los combustibles.

Gráfica 5



El presente documento que toma información trimestral en términos reales<sup>4</sup> a partir de 1980 y hasta el cuarto trimestre de 2004 pretende establecer la presencia o no de una relación de largo plazo entre la demanda de importaciones totales y según tipo de bienes con el producto interno y la tasa de cambio.

<sup>4</sup> Información a precios constantes de 1994.

## 2. DATOS

El ejercicio se realiza para las importaciones totales, las importaciones totales sin combustibles<sup>5</sup>, las importaciones de bienes intermedios, las importaciones de bienes intermedios sin combustibles, las importaciones de bienes de capital y las importaciones de bienes de consumo final cuya periodicidad es trimestral.

La demanda interna se mide con dos posibles índices. El primero construido a partir del producto interno bruto real trimestral<sup>6</sup> y el segundo partiendo de esta misma serie pero removiendo la estacionalidad y extrayendo el componente tendencial a través del procedimiento de ajuste estacional denominado X12 multiplicativo<sup>7</sup>.

El precio se incorpora a través del índice de tasa de cambio real (ITCR) que considera lo que se denomina índice de precios al productor (IPP) no tradicional o total. El primero (IPP no tradicional) incluye, junto con las importaciones, las *exportaciones no tradicionales* para efectos del cálculo de los ponderadores del índice. Mientras que el IPP total se refiere aquel que para su cálculo pondera de acuerdo a la participación de las *exportaciones totales* e importaciones totales en el agregado del comercio internacional<sup>8</sup>.

## 3. LA RELACIÓN DE LARGO PLAZO. MODELO MULTIVARIADO, VEC

El análisis de la relación de largo plazo se realizó utilizando para ello la metodología de Johansen (1988). Para cada tipo de importación se tomó de forma independiente la variable de demanda en sus dos versiones y de igual

---

<sup>5</sup> Dado el comportamiento irregular anotado previamente.

<sup>6</sup> La serie de PIB corresponde desde el I trimestre de 1994 y hasta el IV trimestre de 2004 a la serie del PIB original (sin desestacionalizar y con cultivos ilícitos) del DANE (tomada de la página web: [www.dane.gov.co](http://www.dane.gov.co)); la cual se empalmó por la SGEE-Banco de la República con la serie trimestral del PIB no desestacionalizado del Departamento Nacional de Planeación.

<sup>7</sup> Discriminando en cierta forma las variaciones cíclicas en el ingreso.

<sup>8</sup> La estimación del precio a partir de estos índices se sustenta en su uso para el cálculo actual de la balanza de pagos.

forma el ITCR. Todas las variables fueron transformadas mediante la función logaritmo.

El sistema que se evalúa tiene en general la siguiente representación:

$$\Delta X_t = \mathbf{a} \mathbf{b}' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mathbf{m} + \Psi D_t + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

Donde:

- $\mathbf{b}' X_{t-1}$  representa los desequilibrios de largo plazo de la demanda de importaciones y  $\mathbf{a}$  la velocidad de ajuste dichos desequilibrios.
- $X'_t = [\ln M_t, \ln PIB_t, \ln ITCR_t]$
- $\Gamma_i \Delta X_{t-i}$  recoge los efectos de cambios rezagados de las variables
- $\Psi$  asociado con los efectos de componentes determinísticos tales como dummies estacionales centradas y dummies de intervención.

El modelo fue evaluado de uno a seis rezagos (k de 1 a 6) bajo dos especificaciones particulares. En la primera CIDRIFT, al poder existir algún crecimiento lineal de largo plazo que el modelo no es capaz de incorporar se asigna una tendencia lineal al vector de cointegración.

En la segunda especificación DRIFT, el intercepto del vector de cointegración se combina con el de corto plazo dejando un intercepto promedio hacia el corto plazo, cuestión que sucede también en CIDRIFT, con la diferencia que bajo la especificación DRIFT no se incorpora un componente de tendencia lineal ni en el corto ni en el largo plazo.

Al encontrarse evidencia de la existencia de al menos un vector cointegrante para algunos de los rezagos mencionados a través de la determinación del rango de cointegración por el estadístico de la traza<sup>9</sup>, se investigan las propiedades de las series individuales: exclusión de largo plazo,

---

<sup>9</sup> Previendo qué de acuerdo a Cheung y Lai dicho test 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. Harris pág 89.

estacionalidad y exogeneidad débil. Se realiza un análisis de cointegración y estimación del cual se obtienen las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  junto con sus respectivos valores  $t$  (útiles en la evaluación de su significancia). A partir del análisis de residuos con los test Ljung-Box y Multiplicadores de Lagrange se evalúa autocorrelación y con el test de Doornik y Hansen (1994) normalidad.

En caso de no encontrar evidencia para rechazar la hipótesis de exogeneidad débil de la demanda interna y/o del índice de la tasa de cambio real se estiman las elasticidades ingreso y precio bajo restricciones de exogeneidad débil, imponiendo fundamentalmente un cero sobre las velocidades de ajuste  $\alpha_i$  de manera que el desequilibrio no afecta a las variables consideradas exógenas débiles<sup>10</sup>.

Para obtener las elasticidades 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 (1995), esta interpretación es controversial pues ignora la dinámica completa del sistema. Se sugiere entonces obtener dichas elasticidades a partir del análisis de impulso respuesta o la matriz  $C$  fruto de la siguiente representación MA del sistema (1):

$$X_t = C \sum_{i=1}^t (\mathbf{e}_i + \Psi D_i) + C(L)(\mathbf{e}_t + \Psi D_t) + P_{b_{\perp}} X_0 \quad (2)$$

$$\text{donde } C = \mathbf{b}_{\perp} (\mathbf{a}'_{\perp} \Gamma \mathbf{b}_{\perp})^{-1} \mathbf{a}''_{\perp} \text{ y } P_{b_{\perp}} = \mathbf{b}_{\perp} (\mathbf{b}'_{\perp} \mathbf{b}_{\perp})^{-1} \mathbf{b}'$$

de forma que un choque aleatorio en el momento  $t=1$ , sobre una de las ecuaciones del sistema, tiene un efecto de corto plazo a través de  $C(L)\mathbf{e}_t$ , el cual desaparece en el tiempo, y un efecto de largo plazo en la matriz  $C$  a través de la columna correspondiente a la ecuación bajo el choque.

---

<sup>10</sup> Desde luego se observa que los residuales mantengan un comportamiento adecuado tras la imposición de las restricciones.

De acuerdo a ello se procede a verificar la existencia de la relación de largo plazo y mostrar las elasticidades estimadas a partir de las diversas alternativas para los diferentes tipos de importaciones.

## 4. ESTIMACIONES

### 4.1 IMPORTACIONES TOTALES

De las combinaciones realizadas para el caso de las importaciones totales la mejor fue aquella que involucra el índice construido a partir del PIB real desestacionalizado y el índice de tasa de cambio real medido con el IPP total, además de las importaciones totales y dummies de ajuste estacional<sup>11</sup>.

Este modelo se estima con información hasta 2001, 2002 y 2003 manteniendo la misma especificación, para posteriormente realizar la evolución de tipo *rolling* del pronóstico fuera de muestra. Es decir tras pronosticar a un año y dos años se promedian separadamente algunas de las medidas más comunes en la medición del error de pronóstico<sup>12</sup>, desde luego tomadas a un mismo horizonte<sup>13</sup>. Los siguientes cuadros muestran el resultado de dicha evaluación.

CUADRO 1. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales. Rolling a un año.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
<b>2001</b>	282.19	0.09	220.11	0.07	66.67	0.73
<b>2002</b>	282.33	0.07	246.42	0.06	66.67	1.51
<b>2003</b>	215.47	0.05	140.88	0.03	66.67	0.64
	259.99	0.07	202.47	0.05	66.67	0.96

<sup>11</sup> Una tabla con el resumen de las pruebas del análisis de cointegración sobre las diferentes especificaciones se observa en la tabla del Anexo 1. La prueba de estabilidad del vector de cointegración en el Anexo 3.

<sup>12</sup> La forma en que se construyen las diferentes medidas de evaluación se resume en el Anexo 4.

<sup>13</sup> El *rolling* no es continuo por cuanto parte de año en año sin incluir progresivamente trimestre a trimestre.

CUADRO 2. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales. Rolling a dos años.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
2001	269.49	0.08	214.02	0.06	57.14	0.85
2002	451.49	0.10	387.70	0.09	71.43	1.71
	<b>360.49</b>	<b>0.09</b>	<b>300.86</b>	<b>0.08</b>	<b>64.29</b>	<b>1.28</b>

Obsérvese que como era de esperarse a medida que se amplía el horizonte de pronóstico de un año a dos, el error del mismo tiende a incrementarse. La evaluación a un año sugiere un error relativo máximo de 9% para el RMSPE y en promedio de 7%, en tanto que el MAPE es del 5% en promedio. El mejor ajuste se presenta a un horizonte de un año y con la información más reciente posible. La U de Theil promedio es inferior a uno lo que sugiere que el pronóstico a partir del VEC no es superado por una caminata aleatoria. A dos años la bondad del pronóstico resulta poco satisfactoria.

El análisis de impulso respuesta según se observa en el anexo 2 muestra un comportamiento totalmente intuitivo. El choque tiende a estabilizarse 6 años aproximadamente después del mismo en 5.11% frente a un cambio en el producto y en -1.16% ante un aumento en los precios. La matriz C sugeriría una elasticidad ingreso de largo plazo de 3.565 y precio de -1.079.

Para controlar por la incidencia que el proceso apertura pudo haber tenido sobre el nivel de las importaciones se procedió a incorporar para el sistema encontrado<sup>14</sup> su efecto a través de una variable *dummy* que parte del tercer trimestre de 1991. La *dummy* se ubica a esta altura por cuanto como señalan Oliveros y Silva (2001) la desgravación arancelaria que originalmente contemplaba un plazo de cerca de tres años (durante la administración Gaviria) se adelantó a 1991 en la medida que la desgravación progresiva inicialmente

---

<sup>14</sup> El ejercicio se realizó también incluyendo la *dummy* desde un principio para las tres combinaciones restantes, es decir tomando el PIB sin desestacionalizar con ITCT total y no tradicional y el desestacionalizado pero con ITCR a partir de IPP de no transables. Pese a la aparición de posibles vectores de cointegración a más rezagos, la *dummy* no representó una mejora en pruebas como las de exclusión y exogeneidad débil de las importaciones. Para los ejercicios posteriores se incluye por tanto la *dummy* para la mejor combinación posible en cada caso.

planeada estimuló a que el sector privado aplazara sus compras externas, generando una caída de 11.5% en el nivel de las importaciones para 1991.

Si bien al incorporar esta dummy existe evidencia para rechazar la exclusión del producto desestacionalizado de la relación del largo plazo entre un 86% a 93% de las oportunidades, dependiendo del periodo de referencia de la estimación (con información hasta el cuarto trimestre de 2001, 2002 o 2003), y de rechazar la exogeneidad débil de las importaciones cada 86 a 93 veces de  $100^{15}$ ; la dummy da significativa y al realizar la evaluación fuera de muestra se observa una mejora en la calidad del pronóstico tanto a un año como a dos. Obsérvese una disminución en el error relativo y al mismo tiempo un incremento en la razón de éxito (SR) que mide la proporción según la cual el sentido del cambio pronosticado coincide con la dirección del cambio efectivamente observado. La U de Theil a un año es inferior a aquella obtenida para el sistema sin la dummy no solo en promedio sino partiendo desde cualquiera de los periodos de información. A dos años la dummy no mejora medidas como la U de Theil. Compárense los cuadros 1 y 3 y los cuadros 2 y 4.

CUADRO 3. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales con dummy de apertura. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	348.23	0.11	310.26	0.09	66.67	0.88
<b>2002</b>	173.48	0.04	161.69	0.04	66.67	0.95
<b>2003</b>	181.18	0.04	155.72	0.03	66.67	0.56
	<b>234.30</b>	<b>0.06</b>	<b>209.22</b>	<b>0.06</b>	<b>66.67</b>	<b>0.80</b>

CUADRO 4. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales con dummy de apertura. Rolling a dos años.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	441.54	0.12	394.38	0.11	71.43	1.30
<b>2002</b>	241.13	0.05	195.58	0.05	71.43	0.91
	<b>341.34</b>	<b>0.09</b>	<b>294.98</b>	<b>0.08</b>	<b>71.43</b>	<b>1.11</b>

<sup>15</sup> Y no al menos un 95% de las veces como en el caso del sistema sin la dummy de apertura.

La función de impulso respuesta continúa mostrando una evolución intuitiva estabilizándose la respuesta de las importaciones ante un choque de ingreso y precio en 5.13% y -1% respectivamente<sup>16</sup>. La matriz C sugiere una elasticidad de largo plazo de 3.689 para el ingreso y de -0.977 para la tasa de cambio. Obsérvese que la elasticidad precio tanto para el sistema con dummy de apertura como sin ella, es muy similar bien sea esta estimada a partir de la función de impulso respuesta o de la matriz C. La elasticidad ingreso por otro lado difiere y es menos elástica si se considera la matriz C. Alrededor del 3,7% cuando se incorpora la dummy de apertura.

En síntesis el mejor pronóstico de las importaciones totales sería aquel que incorpora además de la dummy de apertura, el PIB desestacionalizado y el ITCR total, con la información más reciente posible pero que no excede un horizonte de pronóstico superior a un año<sup>17</sup>.

## **4.2 IMPORTACIONES DE BIENES TOTALES SIN COMBUSTIBLES**

Ante el comportamiento observado de la demanda de combustibles se procede a estimar la especificación que involucra las importaciones totales excluyendo las importaciones de este bien. Inicialmente la mejor especificación se obtiene cuando como variable de la demanda se toma el PIB real desestacionalizado y como la variable precio el índice de tasa de cambio real medido con el IPP no tradicional.

El modelo que se obtiene incluye una tendencia en el vector de cointegración. Además se encontró evidencia que justifica la imposición de la restricción de exogeneidad débil sobre el PIB. Dado que los residuos muestran un comportamiento adecuado se procede entonces a efectuar la evaluación tipo rolling sobre el sistema. A un año el error relativo promedio máximo es de 7% y a dos años de 10%, no muy diferente a los encontrados para el caso de las exportaciones totales que incluyen combustibles. La U de Theil sin embargo

---

<sup>16</sup> Un resumen con las funciones de impulso respuesta se encuentra en el anexo 2.

<sup>17</sup> Considérese la revisión de la especificación hecha en febrero de 2006 y presentada en el Anexo 5

no es tan buena como la obtenida para el caso de las importaciones totales y a dos años el pronóstico sigue siendo deficiente. Cuadros 5 y 6.

CUADRO 5. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales sin combustibles. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	301.06	0.09	254.47	0.08	66.67	0.79
<b>2002</b>	276.09	0.07	245.82	0.06	33.33	1.45
<b>2003</b>	246.81	0.05	158.30	0.03	66.67	0.72
	<b>274.65</b>	<b>0.07</b>	<b>219.53</b>	<b>0.06</b>	<b>55.56</b>	<b>0.99</b>

CUADRO 6. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales sin combustibles. Rolling a dos años.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	322.82	0.09	271.06	0.08	57.14	1.01
<b>2002</b>	460.88	0.10	390.27	0.09	57.14	1.71
	<b>391.85</b>	<b>0.10</b>	<b>330.67</b>	<b>0.08</b>	<b>57.14</b>	<b>1.36</b>

La función de impulso respuesta sugeriría una elasticidad ingreso de largo plazo de 5.46 y precio de -1.25 a una horizonte aproximado de 7 años. En tanto que la matriz C de 4.151 y -1.19 respectivamente.

Al incorporar la dummy sobre la especificación encontrada se observa que la elasticidad ingreso medida a partir de la matriz C aumenta un poco al pasar a 4.283 mientras que la elasticidad precio pasa a -0.991. La función de impulso respuesta muestra que a un horizonte aproximado de seis años ante un aumento del 1% en el ingreso y la tasa de cambio las importaciones crecerían 5.56% y -0.98% respectivamente.

Si bien la inclusión de la dummy representa una mejora en los criterios de evaluación del pronóstico fuera de muestra de las exportaciones totales sin combustibles, estos no superan los obtenidos para el caso de las importaciones totales con la dummy de apertura.

En resumen la exclusión de los combustibles aumenta la elasticidad ingreso en tanto que la elasticidad precio permanece prácticamente invariante. Adicionalmente no mejora la calidad del pronóstico en comparación a aquel obtenido para el caso de las importaciones totales.

CUADRO 7. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales sin combustibles. Con dummy de apertura. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	381.34	0.12	353.03	0.10	66.67	0.97
<b>2002</b>	180.53	0.05	155.05	0.04	33.33	0.98
<b>2003</b>	220.81	0.05	205.78	0.05	66.67	0.69
	<b>260.89</b>	<b>0.07</b>	<b>237.96</b>	<b>0.06</b>	<b>55.56</b>	<b>0.88</b>

CUADRO 8. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones totales sin combustibles. Rolling a dos años.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	506.29	0.14	460.40	0.12	42.86	1.52
<b>2002</b>	250.01	0.06	185.71	0.04	57.14	0.93
	<b>378.15</b>	<b>0.10</b>	<b>323.05</b>	<b>0.08</b>	<b>50.00</b>	<b>1.22</b>

### 4.3 IMPORTACIONES DE BIENES INTERMEDIOS

Para el caso de las importaciones de bienes intermedios no se pudo establecer entre estas y ninguna de las variables precio ni ingreso una relación de cointegración. Ello por que generalmente se encontraba evidencia para no rechazar la exclusión del PIB desestacionalizado o sin desestacionalizar de la relación de largo plazo. Al incluir la dummy de apertura aunque se logró establecer una relación de largo plazo los errores mostraron estar correlacionados.

### 4.4 IMPORTACIONES DE BIENES INTERMEDIOS SIN COMBUSTIBLES

Ante la imposibilidad de encontrar una relación de largo plazo en el caso de las importaciones de bienes intermedios, se evaluó la relación de largo plazo excluyendo de dichas importaciones los combustibles.

De hecho la relación pudo establecerse y la que arrojó los mejores resultados fue aquella que incluía junto con las importaciones de bienes intermedios sin combustibles, el PIB desestacionalizado y el índice de tasa de cambio real medido con el IPP no tradicional; incluyendo además una tendencia en la relación de largo plazo y tomando un rezago de orden cuatro.

Adicionalmente al encontrarse evidencia que sugiere la exogenidad débil del PIB, se impuso la respectiva restricción sobre el vector de velocidad de ajuste,  $\alpha$ . Las propiedades de no exclusión de la relación de largo plazo y de no estacionalidad se comprobaron para las tres variables involucradas en el sistema.

A partir del análisis de residuos con los test Ljung-Box y Multiplicadores de Lagrange se corroboró la no autocorrelación de estos y con el test de Doornik y Hansen su comportamiento normal multivariado.

De forma similar al caso de las importaciones totales la evaluación fuera de muestra es de tipo *rolling* con información hasta 2001, 2002 y 2003. A un horizonte de un año el máximo error relativo es del 6% en tanto que a dos años es del 8%. Obsérvese que para el caso de la evaluación a un año independientemente de la muestra el pronóstico siempre va en la dirección correcta conforme sugiere el denominado *success ratio* o razón de éxito.

La U de Theil es muy satisfactoria a un pronóstico cuyo horizonte no exceda el año. De forma similar al caso de las importaciones totales, a dos años la medida tiende a empeorar. Los cuadros 9 y 10 muestran los resultados respectivos.

CUADRO 9. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes intermedios sin combustibles. Rolling a un año.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
<b>2001</b>	100.06	0.07	85.22	0.06	100.00	0.69
<b>2002</b>	48.22	0.03	44.51	0.03	100.00	0.61
<b>2003</b>	126.96	0.07	121.34	0.06	100.00	0.98
	<b>91.74</b>	<b>0.06</b>	<b>83.69</b>	<b>0.05</b>	<b>100.00</b>	<b>0.76</b>

CUADRO 10. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes intermedios sin combustibles. Rolling a dos años.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
<b>2001</b>	117.16	0.07	104.96	0.07	85.71	0.94
<b>2002</b>	144.44	0.08	118.16	0.06	85.71	1.29
	<b>130.80</b>	<b>0.08</b>	<b>111.56</b>	<b>0.07</b>	<b>85.71</b>	<b>1.12</b>

El análisis de impulso respuesta sugiere que las importaciones de bienes intermedios sin combustibles responden al choque del 1% en el producto y en los precios, en un 3% y un -1% respectivamente. Esta respuesta se estabiliza en este nivel solo después de un horizonte aproximado de 16 trimestres. La matriz C sugiere una elasticidad ingreso de 2.235 y precio de -0.911, manteniéndose la igualdad entre las elasticidades precio independientemente del enfoque y la diferencia en la elasticidad ingreso observada en los casos precedentes.

Al incluir la dummy de apertura se mantiene la relación de largo plazo bajo la misma especificación. Los criterios del análisis de cointegración se satisfacen aunque como lo refleja la evaluación fuera de muestra la inclusión de la dummy tiende a empeorar la calidad del pronóstico en comparación con el caso que no la contempla<sup>18</sup>. Las elasticidades precio e ingreso son muy similares a las encontradas para el sistema sin la dummy tanto en el enfoque de impulso respuesta como en el de la matriz C.

CUADRO 11. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes intermedios sin combustibles con dummy de apertura. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	116.90	0.08	104.50	0.07	100.00	0.80
<b>2002</b>	73.92	0.04	63.18	0.04	100.00	0.93
<b>2003</b>	93.12	0.05	85.22	0.05	100.00	0.72
	<b>94.64</b>	<b>0.06</b>	<b>84.30</b>	<b>0.05</b>	<b>100.00</b>	<b>0.82</b>

CUADRO 12. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes intermedios sin combustibles con dummy de apertura. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	157.10	0.10	143.36	0.09	85.71	1.25
<b>2002</b>	102.10	0.06	88.68	0.05	85.71	0.94
	<b>129.60</b>	<b>0.08</b>	<b>116.02</b>	<b>0.07</b>	<b>85.71</b>	<b>1.09</b>

En síntesis para el caso de las importaciones de bienes intermedios es preciso, si se quiere hallar una relación de largo plazo, excluir los combustibles y no se necesita contemplar la dummy de apertura. De forma similar al caso de las importaciones totales la calidad del pronóstico es buena para un horizonte

<sup>18</sup> Adicionalmente la dummy se puede considerar como significativa solo si se relaja el nivel de significancia.

de un año. La información debe actualizarse en consecuencia al menos con dicha periodicidad.

#### **4.5 IMPORTACIONES DE BIENES DE CAPITAL**

En lo que se refiere a la importación de bienes de capital fue posible establecer una relación de largo plazo con la demanda interna medida como el PIB real desestacionalizado y el índice de tasa de cambio real con IPP de no tradicionales. El modelo encontrado incluye una tendencia en la relación de largo plazo e involucra cuatro rezagos.

De forma similar a los casos precedentes se encontró evidencia que sugiere la exogenidad débil del producto por lo que se procedió a hacer la estimación imponiendo la respectiva restricción. Las propiedades del sistema se mantienen resultando los signos de la relación de largo plazo intuitivos y preservándose las propiedades de no autocorrelación y normalidad multivariada en los residuos.

El análisis de la función de impulso respuesta sugiere que ante el choque en el ingreso las importaciones se incrementan en 7.2% a un horizonte aproximado de 24 trimestres. En tanto que ante un aumento del 1% en los precios las importaciones disminuyen en -1.92% a un horizonte aproximado de 21 trimestres. La matriz C sugeriría unas elasticidades ingreso y precio de 6.337 y -1.538 respectivamente.

Pese a encontrarse la relación de largo plazo la evaluación fuera de muestra tipo rolling no es tan satisfactoria como en los casos precedentes. El error relativo a un horizonte de un año (Cuadro 5) se encuentra entre el 12% y el 14% según la medida que se observe. A un horizonte de dos años (Cuadro 6) el mismo se incrementa lo que confirma una bondad de ajuste muy regular de la especificación encontrada. Adicionalmente obsérvese que la U de Theil es poco satisfactoria inclusive a un horizonte de un año. Al incluir la dummy de

apertura esta da no significativa por lo que se omite la evaluación de su pronóstico<sup>19</sup>.

CUADRO 13. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes de capital. Rolling a un año.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
2001	181.04	0.16	164.70	0.14	66.67	0.95
2002	243.70	0.16	213.57	0.14	33.33	1.18
2003	176.71	0.10	113.55	0.07	100.00	0.90
	<b>200.48</b>	<b>0.14</b>	<b>163.94</b>	<b>0.12</b>	<b>66.67</b>	<b>1.01</b>

CUADRO 14. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes de capital. Rolling a dos años.

	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	SR	U-THEIL
2001	193.21	0.16	168.74	0.13	57.14	1.02
2002	322.52	0.20	280.63	0.18	71.43	1.60
	<b>257.87</b>	<b>0.18</b>	<b>224.69</b>	<b>0.16</b>	<b>64.29</b>	<b>1.31</b>

#### 4.6 IMPORTACIÓN DE BIENES DE CONSUMO

Para el caso de las importaciones de bienes de consumo no fue posible, de acuerdo al estadístico de la traza, encontrar a ninguno de los rezagos evaluados un vector de cointegración. Al incluir la dummy de apertura la misma da significativa y es posible establecer una relación de largo plazo entre las variables. La especificación encontrada es sin embargo menos estricta en otros aspectos. Por ejemplo pese a que los errores muestran un comportamiento normal multivariado, la no autocorrelación de estos solo se corrobora a través de LM (1)<sup>20</sup>.

<sup>19</sup> Un componente importante para este tipo de importaciones, en el periodo sobre el cual se efectuó la evaluación del pronóstico fuera de muestra, ha sido la ayuda militar que el país ha recibido como consecuencia del Plan Colombia. Considerando el hecho que se probó la existencia de una relación de largo plazo podrían descontarse estos bienes que se contabilizan como importaciones de capital (aviones, helicópteros etc.) y eventualmente mejorar la bondad del pronóstico.

Adicionalmente cabe anotar que no solo en este caso sino en general para todos aquellos donde además de la exogeneidad débil de una de las variables se verifique no causalidad de Granger es posible concebir dicha variable como exógena fuerte.

<sup>20</sup> Adicionalmente se incluyen algunas dummies adicionales a las estacionales. Estas son dum1 (1991:IV, 1990:II, 1989:IV), dum2 (1993:I) y dum3 (1998:IV, 1999:III, 2002:III, 2003:I). La inestabilidad del vector de cointegración es también cuestionable.

La elasticidad ingreso de acuerdo a la función de impulso respuesta es de 3.36 mientras que con la matriz C de 3.482. La elasticidad precio según la respuesta de largo plazo sería de -1.05 muy similar a la obtenida a través de la matriz C de -1.06.

El análisis de pronóstico muestra una bondad de ajuste muy deficiente lo que corrobora que al no cumplirse satisfactoriamente con todos los criterios de evaluación, en este caso auto correlación de los residuos y estabilidad del vector de cointegración, la especificación no es muy exitosa al pronosticar. De hecho a un año, y según se observa en el cuadro 15 solo con la información más reciente, a diciembre de 2003, el pronóstico muestra unas medidas de ajuste aceptables. Los resultados anteriores podrían sugerir que la especificación, de existir la relación de largo plazo, cambia constantemente.

CUADRO 15. Evaluación fuera de muestra del modelo para las importaciones de bienes de consumo con dummy de apertura. Rolling a un año.

	<b>RMSE</b>	<b>RMSPE</b>	<b>MAE</b>	<b>MAPE</b>	<b>SR</b>	<b>U-THEIL</b>
<b>2001</b>	161.04	0.18	139.69	0.16	100.00	1.59
<b>2002</b>	172.52	0.19	156.40	0.17	33.33	1.88
<b>2003</b>	121.12	0.12	92.49	0.09	33.33	<b>0.81</b>
	<b>151.56</b>	<b>0.16</b>	<b>129.53</b>	<b>0.14</b>	<b>55.56</b>	<b>1.43</b>

## 5. CONSIDERACIONES GENERALES SOBRE LAS ELASTICIDADES

Es importante rescatar que al aplicar estas elasticidades en el contexto de la balanza de pagos y al hacer una evolución de su pronóstico, las elasticidades ingreso y precio estimadas a partir de la matriz C mostraron un mejor ajuste que aquellas derivadas de la función de impulso respuesta.

La elasticidad ingreso estimada para las importaciones totales con dummy de apertura, de 3.68 resulta superior a la calculada por los trabajos más recientes. En particular, el FMI, estima a través de una representación uniecuacional por mínimos cuadrados ordinarios y con información anual de 1976 a 1996 que dicha elasticidad sería de 2.5. Oliveros y Silva de igual forma

sugieren una elasticidad de 1.91 o 2.42 según el índice de precios que se considere en el cálculo del ITCR.

La elasticidad precio según el FMI es de -0.8 mientras que Oliveros y Silva estiman con información trimestral de 1984 a 1999 que la elasticidad sería de -0.75 o -2.02 según el índice de precios que se contemple. La estimación aquí elaborada con información hasta el último trimestre de 2004 indicaría que para las importaciones totales la elasticidad precio es de -0.99.

Para el caso de los bienes intermedios el FMI no realiza ninguna estimación, sin embargo Oliveros y Silva estiman una elasticidad ingreso de 1.89 y precio de -1.32. Las estimaciones aquí elaboradas sugieren una elasticidades de 2.23 y -0.911 respectivamente.

## 6. CONCLUSIONES

Conforme a la evidencia presentada, para todos los tipos de importaciones fue posible hallar una relación de largo plazo entre cada una de éstas y alguna de las variables de demanda interna y tasa de cambio. Sin embargo, ello no implica que el pronóstico fuera de muestra hubiese sido plenamente exitoso para todas las especificaciones definidas. En particular, en el caso de las importaciones de bienes de capital y de los bienes de consumo la bondad de ajuste fue deficiente<sup>21</sup>.

Entre las especificaciones satisfactorias esta la de las importaciones totales que involucra junto con el PIB real desestacionalizado y el índice de tasa de cambio real medido con el IPP total, una variable dummy para el periodo de apertura.

Al considerar las importaciones de bienes intermedios también se logra hallar una relación de largo plazo cuyo pronóstico fuera de muestra es promisorio. Cabe señalar que es importante descontar los combustibles, dado su comportamiento errático dentro de los bienes intermedios, mas no se requiere contemplar la dummy de apertura si se pretende llegar a la especificación más aceptable. De nuevo y como en la mayoría de las especificaciones la mejor medida del ingreso es aquella que solo considera el componente tendencial de éste. El cuadro 16 resume las elasticidades halladas de acuerdo al enfoque de la función de impulso respuesta y la matriz C. Estas últimas elasticidades mostraron ser más precisas a la luz de su aplicación en el cálculo de la balanza de pagos.

Si bien la evaluación fuera de muestra para estos dos últimos casos es admisible también lo es que el horizonte de pronóstico no puede ir más allá de un año. Es preciso revisar los coeficientes de estas estimaciones con cierta

---

<sup>21</sup> Ello no resulta tan sorprendente si se tiene en cuenta que las importaciones de bienes de capital están estrechamente ligadas a las decisiones de inversión. De hecho esta puede ser la variable de escala más pertinente. El FMI en las ecuaciones de demanda que estima la contempla en lugar del PIB y calcula una elasticidad ingreso de 1.2 y precio de -0.31. Para el caso de las importaciones de bienes de consumo el FMI considera igualmente que la mejor alternativa para la variable de escala sería el consumo real, estimando una elasticidad ingreso de 2.2 y precio de -0.9. Queda abierta entonces esta posibilidad.

periodicidad, al tiempo que las características propias de la especificación como orden del rezago, inclusión o no de una tendencia en el vector de cointegración, restricciones de exogeneidad etc, debiesen ser monitoreadas con cierta regularidad.

La elasticidad ingreso más baja se observa para el caso de los bienes intermedios, mientras que la demanda de bienes de capital responde casi al doble ante variaciones en el producto. La elasticidad precio no es tan divergente como la elasticidad ingreso entre los diversos tipo de importaciones y de hecho es inferior en todos los casos a la mínima elasticidad ingreso estimada.

CUADRO 16. Cuadro resumen de las elasticidades.

Tipo de Importaciones	Impulso Respuesta		Matriz C	
	Ingreso	Precio	Ingreso	Precio
Totales	5.11	-1.16	3.565	-1.079
Totales con dummy <sup>22</sup>	5.13	-1	3.689	-0.977
Totales sin combustibles	5.46	-1.25	4.151	-1.19
Totales combustibles sin con dummy	5.56	-0.98	4.283	-0.991
Intermedios	-	-	-	-
Intermedios con dummy	-	-	-	-
Intermedios sin combustibles	3.02	-1.01	2.235	-0.911
Intermedios sin combustibles con dummy	3.26	-0.78	2.408	-0.724
Capital *	7.21	-1.92	6.337	-1.538
Capital con dummy **	7.28	-1.57	6.428	-1.291
Consumo	-	-	-	-
Consumo con dummy *	3.36	-1.05	3.482	-1.06

\* A pesar de hallarse una relación de largo plazo que cumple satisfactoriamente con el análisis de cointegración, la calidad del pronóstico se considera deficiente.

\*\* La dummy de apertura no es significativa.

<sup>22</sup> Dummy de apertura.

## BIBLIOGRAFÍA

Alonso, G. y Herrera, S. (1990). "La Demanda de Importaciones en Colombia: 1952-1989", Ensayos Sobre Política Económica, No. 18.

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.

Croce et al. (2002) "Programación financiera. Métodos y aplicación al caso de Colombia", FMI.

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

Harris, R. (1957), Using cointegration analysis in econometric modeling.

Hernández, J.N. (2005). "Demanda de Exportaciones no tradicionales en Colombia", Banco de la República, Borradores de Economía, No. 333.

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

Johansen, S. (1995), Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Advanced Text in Econometrics, Oxford University Press.

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

Lütkepohl, H. (1993), Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-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.

Villar, L. (1995), "Evolución de las importaciones: ciclos de apertura y restricción", Fedesarrollo, Coyuntura Económica, Vol. 25, No. 4.

**ANEXO 1**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN<sup>23</sup>**

Sistema	Modelo (Rezago)	$a_x = 0$ <sup>24</sup>	Vector de Cointegración (LM, LY, LITCR, Tendencia) <sup>25</sup>	Normalidad	Autocorrelación		
					LB	LM(1)	LM(4)
LMT, LIYD, LITCR (PT)	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -0.956 2.179 -0.023)	0.56	0.0 3	0.44	0.77
LMT, LIYD, LITCR (PT), DUMA	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -0.892 2.130 -0.023)	0.8	0.0 5	0.44	0.86
LMTSC, LIYD, LITCR (PNT)	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -1.393 2.182 -0.021)	0.62	0.0 7	0.51	0.88
LMISC, LIYD, LITCR (PNT)	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -1.071 1.252 -0.018)	0.95	0.0 9	0.36	0.82
LMISC, LIYD, LITCR (PNT), DUMA	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -1.055 1.274 -0.018)	0.82	0.0 8	0.37	0.92
LMK, LIYD, LITCR (PNT)	CD (4)	$a_{IYD}$	(1 -1.683 2.692 -0.020)	0.27	0.1 0	0.36	0.74
LMC, LIY, LITCR (PT)	D (1)	$a_{IYD}$ $a_{ITCR}$	(1 -3.482 1.060)	0.85	0	0.5	0

<sup>23</sup> Convenciones. L: Logaritmo natural, MT: Importaciones totales, MI: Importaciones de bienes Intermedios, MK: Importaciones de bienes de Capital, MC: Importaciones de bienes de Consumo, I: Índice, D: Desestacionalizado, TCR: Tasa de Cambio Real, PT: IPP total, PNT: IPP no tradicional, CD: CIDRIFT, DR: DRIFT, Y: PIB real, DUMA: Dummy de apertura, SC: Sin combustibles

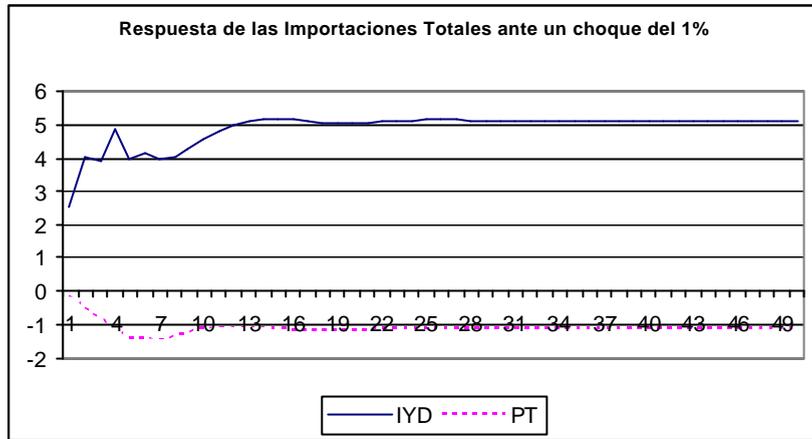
<sup>24</sup> Restricción de exogeneidad débil sobre la variable x.

<sup>25</sup> Recuerde que los signos por efectos de la estimación están con el signo contrario.

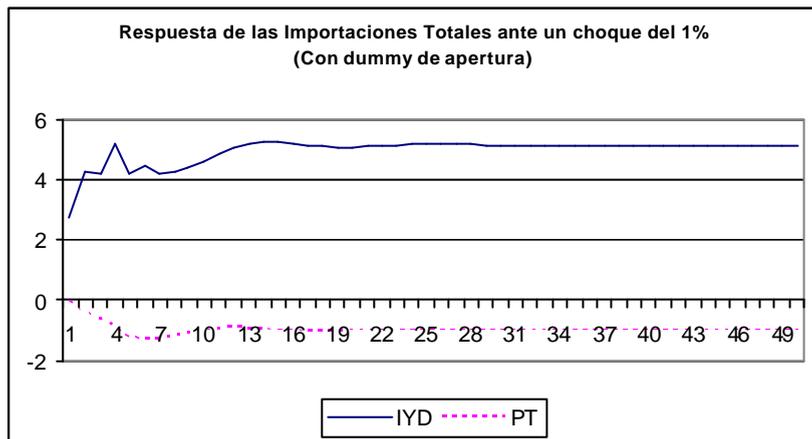
## ANEXO 2

### FUNCIÓN DE IMPULSO RESPUESTA

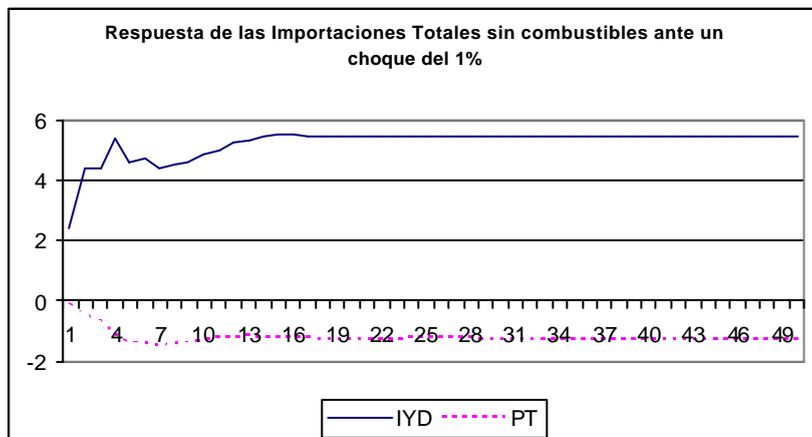
Gráfica A 2.1



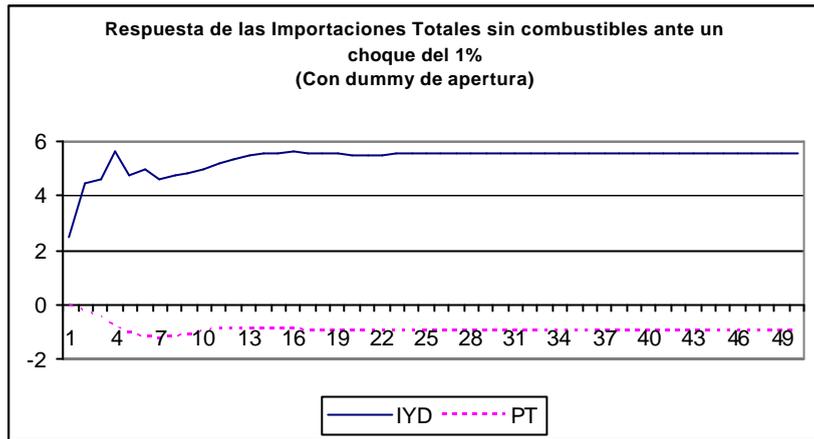
Gráfica A 2.2



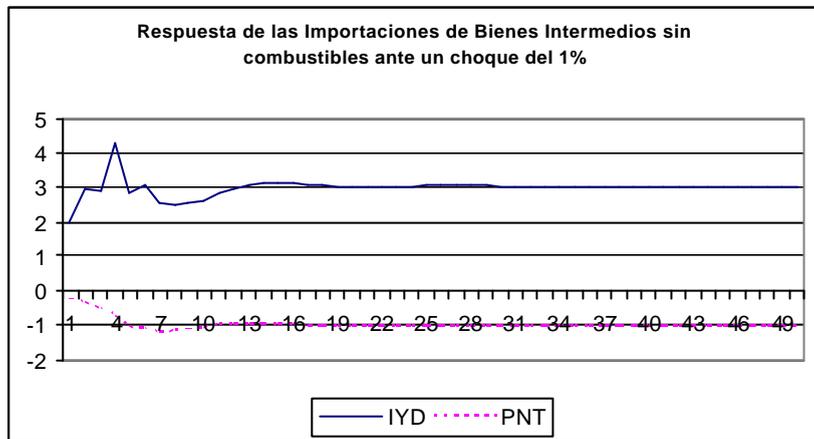
Gráfica A 2.3



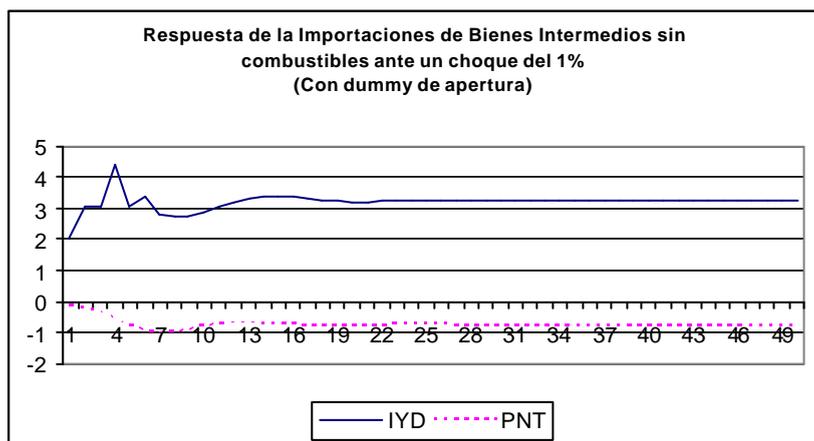
Gráfica A 2.4



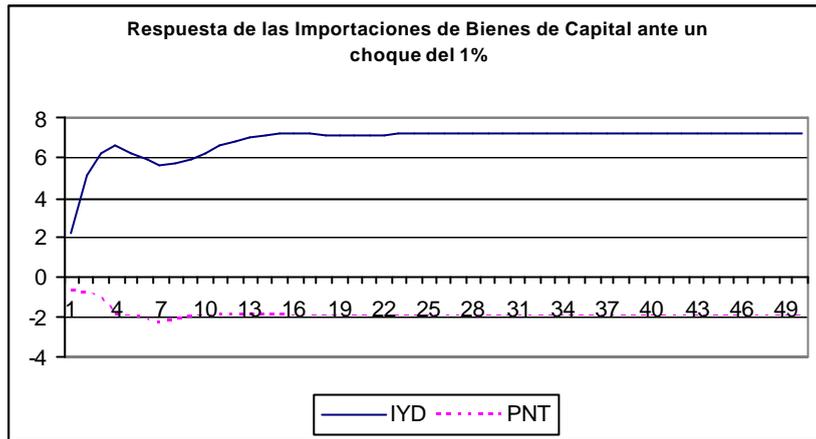
Gráfica A 2.5



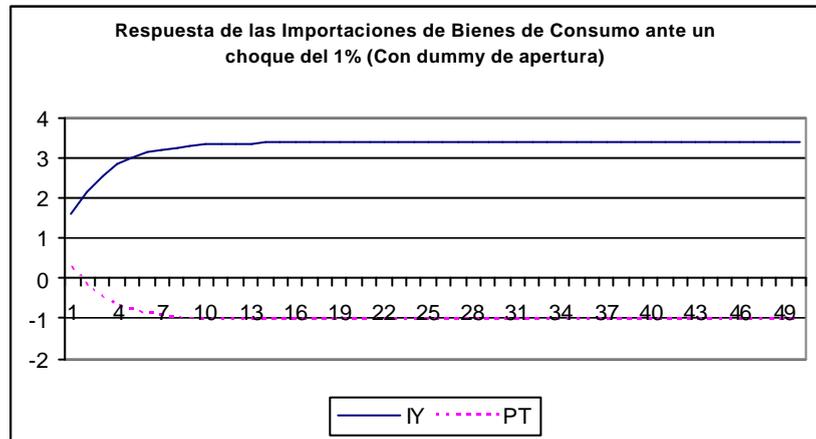
Gráfica A 2.6



Gráfica A 2.7



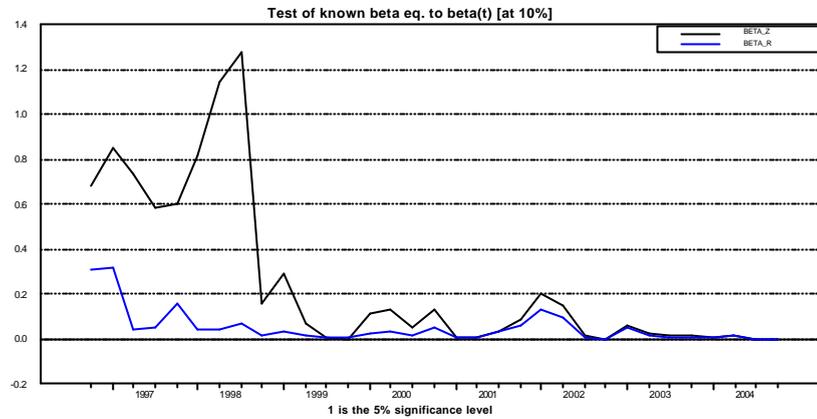
Gráfica A 2.8



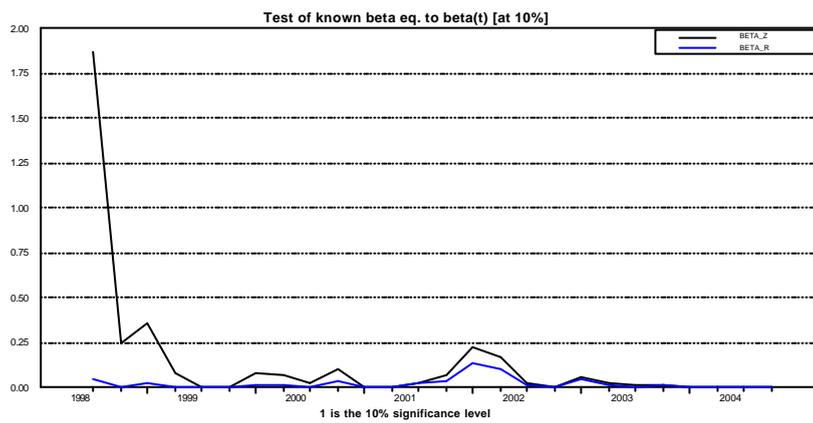
## ANEXO 3

### ESTABILIDAD DEL VECTOR DE COINTEGRACIÓN

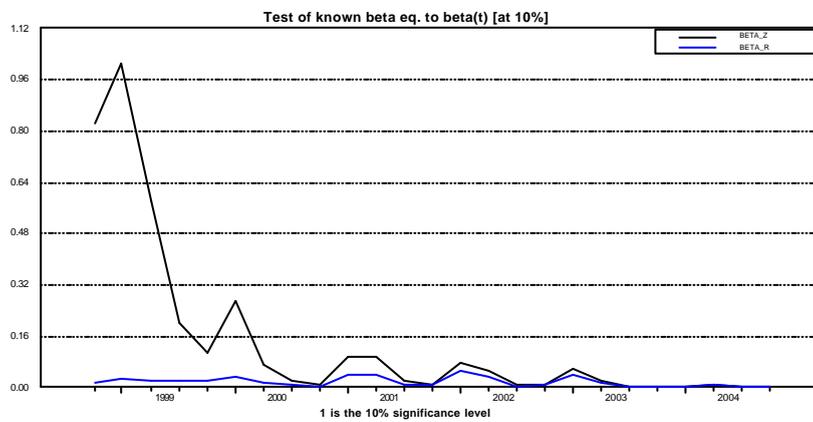
**Gráfica A 3.1**  
**Sistema: LMT, LIYD, LITCR (PT)**



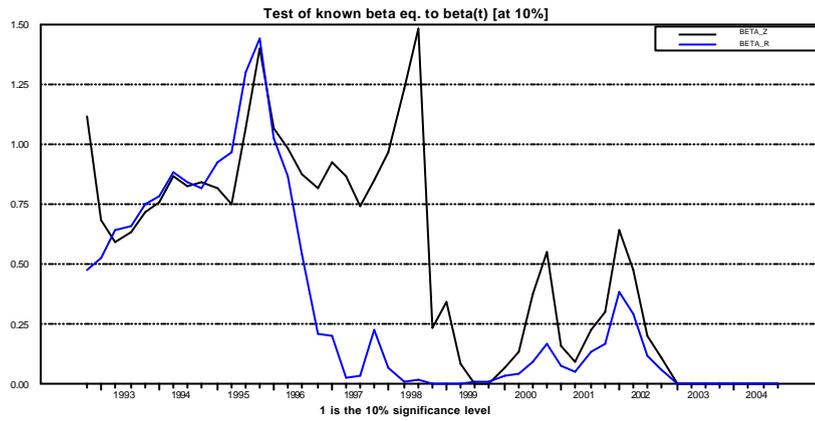
**Gráfica A 3.2**  
**Sistema: LMTSC, LIYD, LITCR (PNT)**



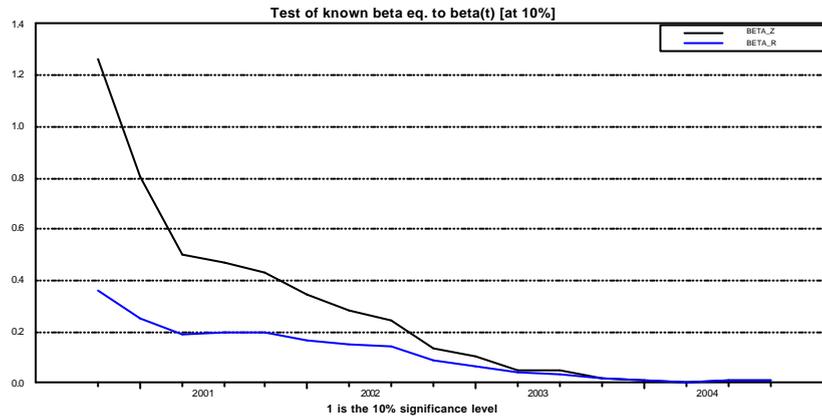
**Gráfica A 3.3**  
**Sistema: LMISC, LIYD, LITCR (PNT)**



**Gráfica A 3.4**  
**Sistema: LMK, LIYD, LITCR (PNT)**



**Gráfica A 3.5**  
**Sistema: LMC, LIY, LITCR (PT)**



**ANEXO 4**  
**MEDIDAS DE ERROR DE PRONÓSTICO**

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

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

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

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

$$\text{U - THEIL} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{(y_t - y_{t-1})^2}}$$

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

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

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

**Donde:**

n es el número de observaciones consideradas  
 $\hat{y}_t$  valor estimado por el sistema

**ANEXO 5**  
**REVISIÓN DE LA ESPECIFICACIÓN DEL**  
**MODELO VEC DE IMPORTACIONES TOTALES**  
**FEBRERO DE 2006**

Dado el comportamiento errático de la balanza de pagos al incorporar las elasticidades precio y en especial ingreso derivadas de la matriz C y de la función de impulso respuesta de la especificación inicialmente hallada con información a diciembre de 2004<sup>26</sup>(Véase Borrador No. 356); se procedió a hacer una revisión de la misma, incorporando en esta oportunidad además del logaritmo natural de las importaciones reales<sup>27</sup>, del logaritmo natural del índice del PIB real desestacionalizado, del logaritmo natural del ITCR medido con IPP total, de las dummies de ajuste estacional y de la dummy de apertura<sup>28</sup>, una dummy asociada al periodo recesivo<sup>29</sup> y una dummy asociada al periodo de reactivación<sup>30</sup> a lo largo de los últimos ocho años.

Bajo esta actualización se obtienen dos modelos que satisfacen el análisis de cointegración y se resumen a continuación:

Sistema	Modelo (Rezago)	$a_x = 0$ <sub>31</sub>	Vector de Cointegración (LM, LY, LITCR, <i>Tendencia</i> ) <sup>32</sup>	Normalidad	Autocorrelación		
					LB	LM(1)	LM(4)
LMT, LIYD, LITCR (PT), DUMA, DUMREC, DUMREAC	Drift (2)	$a_{IYD}$	(1 -2.556 1.502)	0.83	0.02	0.34	0.19
LMT, LIYD, LITCR (PT), DUMA, DUMREC, DUMREAC	Drift (3)	$a_{IYD}$	(1 -2.651 1.600)	0.92	0.04	0.03	0.46

<sup>26</sup> Recuerdes que se trataba de un modelo CI drift (4) con dummy de apertura.

<sup>27</sup> En millones de dólares de 1994. Traídas a valor constante a través del IPP de importados totales calculado por la sección de Estadística del Banco de la República.

<sup>28</sup> Recuérdese que la variable *dummy* de apertura parte del tercer trimestre de 1991 por cuanto como señalan Oliveros y Silva (2001) la desgravación arancelaria que originalmente contemplaba un plazo de cerca de tres años (durante la administración Gaviria) se adelantó a 1991.

<sup>29</sup> Entiéndase como el periodo comprendido entre los años 1998 a 2001 donde el crecimiento promedio del PIB fue de 0.7.

<sup>30</sup> Entendido como aquel que parte de 2002.

<sup>31</sup> Restricción de exogeneidad débil sobre la variable x.

<sup>32</sup> Recuerde que los signos por efectos de la estimación están con el signo contrario.

El cálculo de las elasticidades a partir de la matriz C y la función impulso respuesta<sup>33</sup> sugiere:

<b>Elasticidades Modelo DRIFT (2)</b>	<b>Matriz C</b>	<b>Impulso Respuesta</b>		
		<b>1 año</b>	<b>2 años</b>	<b>n años</b>
<b>Ingreso</b>	1.883	2.9705	2.5648	2.5404
<b>Precio</b>	-0.911	-0.6162	-0.8594	-0.8874

<b>Elasticidades Modelo DRIFT (3)</b>	<b>Matriz C</b>	<b>Impulso Respuesta</b>		
		<b>1 año</b>	<b>2 años</b>	<b>n años</b>
<b>Ingreso</b>	2.182	3.5455	2.884	2.9516
<b>Precio</b>	-0.938	-0.6245	-0.9731	-0.9203

---

<sup>33</sup> Y no solo a partir del vector de cointegración, pues se estaría olvidando la dinámica completa del sistema.

