

LA DEMANDA DE IMPORTACIONES AGREGADAS DE COLOMBIA : UN MODELO DE CORRECCION DE ERRORES

Hernando Rendón Obando *.

Resumen

Utilizando el método multivariante de cointegración de Johansen una relación de largo plazo es hallada entre las importaciones, los precios relativos y el gasto doméstico para el período 1960-1996. Luego se estima un modelo de corrección de errores uniecuacional de la demanda de importaciones, el cual es estadísticamente adecuado y sus resultados son significativos desde el punto de vista económico.

Abstract

Using the Johansen multivariate method of cointegration, a long relation among the imports, the relative prices and the domestic spending is found for the period 1960-1996 for the colombian economy. The cointegration results allow the modelling of the imports demand by means of an uniequational model. This model is robust from a statistic view and liable to a sensible interpretation in terms of the economic analysis.

* Profesor asociado Departamento de Economía, Universidad Nacional, sede Medellín.

INTRODUCCION.

Con la liberalización del comercio exterior ocurrida a comienzos del 90, las importaciones aumentaron su participación dentro del PIB a un 30% entre 1991 y 1996, en contraste con las tres décadas anteriores, cuando esta participación había oscilado en torno a un 17%. Mientras las importaciones aumentaron a una tasa promedio de un 22% entre el 91 y el 96, las exportaciones sólo lo hicieron al 6%. Como resultado se generó un significativo déficit en la balanza comercial.

El objetivo de este artículo es estimar la elasticidad precio e ingreso de la demanda de importaciones para el país en el período 1960-1996. Esto permite determinar el impacto de corto y largo plazo sobre la demanda de importaciones de cambios en variables como la tasa de cambio nominal y los aranceles, asunto de gran actualidad debido a la implementación de las reformas de una

mayor liberación comercial. El comportamiento de las importaciones en la economía colombiana ha sido objeto de varios estudios de tipo econométrico, entre estos: Musalém (1971), Gómez (1982), Villar (1985), Ocampo (1989), Herrera y Alonso (1990) y Reinhart (1995). Aunque diferentes en sus períodos de estudio, gran parte de los trabajos utilizan datos de series de tiempo con una frecuencia anual, excepto los estudios de Gómez y Ocampo. La variable indicadora de las importaciones varía en estos estudios. Algunos modelan las importaciones agregadas y desagregadas (Herrera y Alonso, Villar y Reinhart), otros solo las desagregadas, es decir para bienes de consumo, bienes intermedios y de capital. En general, en estos estudios se modela solo la demanda de importaciones, la cual se hace depender de una variable indicadora de los precios relativos y de una de escala, generalmente el PIB o el ingreso

nacional. La modelación de solo la relación de demanda, se justifica con el supuesto de que el país es pequeño en el mercado mundial, por lo que los precios se asumen como una variable débilmente exógena. Igualmente, se asume que la variable de escala lo es, permitiendo la estimación de la ecuación por el método de los mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo, ningún test estadístico es realizado para probar la exogeneidad de estas variables. En cuanto a la forma funcional la más utilizada es la doble-logarítmica, con lo que los parámetros estimados son elasticidades. Estas se estiman para el corto y el largo plazo, casi siempre utilizando modelos de ajuste parcial. En este aspecto, la excepción es el trabajo de Herrera y Alonso, quienes descomponen el ingreso en sus componentes cíclicas y permanentes, utilizando el método de la descomposición de Beberidge y Nelson. Con la excepción del estudio de Reinhart

(1995), las propiedades temporales de las series, específicamente la presencia de raíces unitarias, no son consideradas. En consecuencia, dado el carácter no estacionario de estas series, estas regresiones están expuestas a la crítica de "regresiones espurias" (Granger y Newbold, 1974). En general, la evaluación que se hace de las ecuaciones estimadas se reduce a tests como el DW, así que las ecuaciones reportadas no son evaluadas en cuanto a errores de especificación como no normalidad, heterocedasticidad y quiebres estructurales.

En este trabajo se recurre al método multivariante de Johansen (1989) para determinar las elasticidades de largo plazo, como lo hace Reinhart (1995), pero, en contraste a este trabajo, el corto plazo se modela mediante un modelo de corrección de errores. Así mismo, también a diferencia de los estudios anteriores, se realizan tests acerca de la exogeneidad

de las variables condicionantes y sobre la estabilidad del modelo dentro de la muestra.

El artículo está organizado como sigue: En la sección siguiente se hace una breve exposición del modelo de sustitución imperfecta sobre el cual se basan las estimaciones, se describen los datos y se hace el análisis de integración y cointegración. El artículo termina con unos comentarios finales.

UN MODELO TEÓRICO DE LA DEMANDA DE IMPORTACIONES

En esta sección se expone el modelo teórico base de las estimaciones empíricas. El modelo se basa en el llamado modelo de sustitución imperfecta (ver Goldstein y Khan, 1985). Este modelo supone que las elasticidades de sustitución entre la producción doméstica y la externa son menores a infinito, por lo que coexisten en una misma economía nacional

tanto los bienes importados como los bienes domésticos¹.

El esquema de análisis de este modelo es el de equilibrio parcial de oferta y demanda, en el que el volumen importado de equilibrio es determinado conjuntamente por la oferta y la demanda.

Debido a la dificultad de lograr una especificación adecuada de la función de oferta, se considera que la elasticidad precio de las cantidades ofrecidas es infinita o independiente de las cantidades, por lo que, en la modelación del cuantum importado, solo es necesario especificar la función de demanda. Esto expresa la llamada hipótesis de país pequeño, la cual significa que los agentes económicos domésticos, tienen poca capacidad para influir en el precio al que compran los bienes en el mercado internacional.

La función de demanda de importaciones se plantea en función de las si-

guientes variables: los precios de los bienes domésticos sustitutos de las importaciones (P), de los precios externos de las importaciones (PM), expresados en la moneda doméstica por lo que incluyen la tasa de cambio nominal, y de una variable de escala indicadora del nivel de actividad económica doméstica, que hace referencia a la demanda de los agentes domésticos por los bienes importados. Generalmente se supone la ausencia de «ilusión monetaria» lo cual implica imponer la condición de homogeneidad de grado cero en los precios, con lo que la demanda es una función de los precios relativos y de la variable de escala. Véase Goldstein y Khan (1985). Se considera que esta demanda es una función decreciente de los precios relativos, reflejando un efecto sustitución entre la producción doméstica y las importaciones, y creciente de la variable de escala.

De acuerdo con lo anterior la demanda de im-

portaciones se puede expresar así:

$$IMP=f(P, PM, Y) \quad (1)$$

donde las variables son:

IMP= importaciones a precios constantes

PM= precios en moneda doméstica de las importaciones.

P = precio de la producción doméstica.

Y = Variable indicadora del nivel de actividad económica doméstica.

Una forma funcional muy utilizada para (1) es la doble-logarítmica, esto es:

$$LIMP=a_1LY-a_2LPM+a_3LP, \quad (2)$$

donde la letra L antes de cada variable indica logaritmo. Cuando la restricción de homogeneidad de grado cero en los precios es impuesta, la ecuación se convierte en:

$$LM=b_1LY-b_2LPRI \quad (3)$$

Donde $LPRI=LPM-LP$, es decir el logaritmo del precio relativo de las importaciones. La relación anterior es una relación de largo plazo, es decir que

rigue en el caso hipotético en que todos los ajustes se han completado. Sin embargo, la literatura sobre el llamado efecto Jota indica la existencia de retrasos de las cantidades transadas a los cambios en las variables explicativas sobre todo en los precios debido a la existencia de rezagos en el reconocimiento de cambios en los precios o en los contratos y entregas de los bienes, lo cual hace que una relación como la ecuación 3 raramente sea observada². Como se dijo en la sección anterior, estos procesos de ajuste para las importaciones en el país se han representado mediante modelos de ajuste parcial. Sin embargo, este tipo de modelos tiene la limitación de que restringe la dinámica a ser igual para todas las variables y generalmente presentan correlación serial. Por el contrario, en este estudio estos procesos de ajuste se modelan mediante un modelo de corrección de errores (MCE).

Este tipo de modelos tiene la ventaja de permitir

que la dinámica sea diferente para cada variable explicativa. Adicionalmente, al implicar y ser implicado por el concepto de cointegración, resuelven el problema de las regresiones espurias, lo que lo hace atractivo desde el punto de vista estadístico.

Descripción de los datos.

Los datos son anuales y cubren el período 1960-1996. IMP denota las importaciones agregadas, excluyendo combustibles, en millones dólares de 1990. Un problema que enfrenta la estimación de la demanda de importaciones y en general de todas las relaciones de comercio exterior, es la referente a los precios utilizados como deflactores y como determinantes de esta demanda. En la práctica la posición adoptada en los estudios es escoger los precios que mejor resultados den en cuanto a magnitudes y signos (ver Catao y Falcetti, 1999). Igual actitud se adopta en este trabajo. Así se utilizó el

índice de precios al productor de USA como deflactor y como índice de precios externo el índice de valor unitario de las importaciones, calculado por el Fondo Monetario Internacional. Este precio se multiplicó por el índice de la tasa de cambio nominal con base en el 90 y por el arancel promedio. Este precio así calculado es PM. Por otra parte, el arancel promedio se obtuvo a partir de las Cuentas Nacionales; como P se tomó el índice de precios al consumidor, normalizado por su valor de 1990³. Con respecto a la variable indicadora de la actividad existen también varias alternativas⁴. Entre ellas están el ingreso nacional, el PIB y el gasto doméstico⁵. La variable utilizada es el gasto doméstico, como indicadora de la demanda doméstica por los bienes. Por tanto Y es el gasto doméstico bruto en millones de pesos de 1975.

Tests de estacionaridad y cointegración.

De acuerdo con los resultados de los test de Dickey-Fuller del cuadro 1, LY, LIMP son integradas de orden 1, mientras LPM y LP son de orden dos, pero la diferencia entre ellos, esto es $LPRI = LPM - LP$, es de orden 1. Una vez determinado el orden de integración de cada serie, es necesario determinar si se dan relaciones de largo plazo entre ellas. Esto se realiza mediante el análisis de cointegración.

En vista del resultado anterior sobre el orden de integración de LPM y LP, el análisis de cointegración se hará con la variable LPRI, la cual es $I(1)$. El análisis de cointegración se basa en el enfoque multivariante de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), procedimiento que se basa en una ecuación multivariante que combina variables en diferencias y en niveles, es decir un vector en forma de corrección de errores (VEC). La forma reducida del (VEC) es:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \pi Y_{t-1} + U_t \quad (4)$$

donde $X_t = [LIMP, LY, LPRI]$,
 μ un vector de constantes.

Cuadro 1.

Tests de Dickey-Fuller aumentados (ADF) para varias series.

Variable	ADF	máximo rezago
LIMP	-2.896	2
LY	-1.44	1
LP	-1.816	1
LPM	-1.883	2
LPRI	-2.87	2
DLIMP	-3.781**	2
DLY	-3.594**	2
DLP	-1.761	1
DLP	-2.303	1
DDLP	-3.051*	2
DDLPM	-3.842**	2
DLPRI	-3.369**	1

Notas:

1. Los tests se han hecho incluyendo una constante y una tendencia determinística para las variables en niveles. Para las variables en diferencias se incluye solo la constante.
2. El máximo rezago corresponde al rezago más grande que es significativo de acuerdo con sus estadísticos t.
3. Aquí y en el resto del artículo uno y dos asteriscos indican significativos al 5% y 1% respectivamente.
4. Los valores críticos se han tomado de Davidson y Mackinnon (1993).

La matriz clave para el análisis de cointegración es π por cuanto su rango equivale al número de vectores cointegrantes. Johansen

considera tres posibilidades para la matriz π :

1. La matriz es de rango pleno, esto es $r=3$. En este caso Y_t sería un vector de

variables estacionarias, esto es integradas de orden 0. Sin embargo, este caso se descarta por el supuesto de que el vector Y_t se compone de variables integradas de orden 1, es decir no estacionarias y el concepto de cointegración no está definido para variables estacionarias.

2. La matriz es de rango nulo. Esto significa que la matriz π es nula, lo cual implica que no se dan relaciones de cointegración entre las variables integradas de orden 1. Por tanto el VAR asume la forma de variables en primeras diferencias, que serían estacionarias por el supuesto de que son $I(1)$ en niveles.

3. El rango r está entre 0 y 3. En este caso existen máximo r vectores de cointegración entre las variables. Johansen muestra cómo calcular el rango de la matriz π y como ésta se puede descomponer en el producto de dos matrices $3 \times r$ de rango completo: $\alpha\beta'$, donde α es la matriz de

coeficientes con los cuales los errores de equilibrio entran en cada ecuación del VAR y las columnas de β son los vectores de cointegración. Johansen demuestra que este procedimiento posee mejores propiedades en términos de eficiencia respecto al método de Engel-Granger (EG) por lo siguiente: en primer lugar, por tener en cuenta la posibilidad de varias relaciones de cointegración entre las variables, lo que no hace el procedimiento de EG; en segundo lugar, porque, a diferencia del procedimiento de EG, los resultados no dependen de sobre cual variable se normalice.

El orden seleccionado de los rezagos del modelo es tres para cada una de las variables, ya que este número de rezagos es suficiente para generar residuales no autocorrelacionados. El cuadro 2 muestra los tests de diagnósticos para cada una de ecuaciones. En su orden, estos tests estadísticos contrastan las siguien-

tes hipótesis nulas para cada una de las ecuaciones del VAR: independencia serial hasta de orden 2, normalidad en la distribución del término de error, ausencia de heterocedasticidad condicional autoregresiva y heterocedasticidad no condicional⁶. Se puede observar que ningún test es significativo para cada una de las tres ecuaciones. Esto es evidencia de ausencia de errores en la especificación estadística del modelo.

Como se dijo más arriba, la determinación del número de vectores de cointegración se hace con base en el rango de la matriz π . Este se determina con los estadísticos: máximo valor propio y la traza y con base en el grado de significación en términos económicos de los resultados, es decir signos y magnitudes de los parámetros. Los tests del valor propio y la traza sugieren dos vectores de cointegración. Sin embargo, solo el primer vector es interpretable económicamente, por lo

que se asume la existencia de una sola relación de largo plazo entre las variables. Este vector es la primera fila de la matriz b' , el cual, al normalizar en la variable LIMP, resulta en:

$$\text{LIMP}=1.0LY-0.6LPRI \quad (5)$$

Esta relación es el equivalente empírico de la 2 y se puede identificar como la demanda de importaciones, dados los signos de los coeficientes: esto es, negativo para los precios relativos y positivo para la variable indicadora del al nivel de actividad doméstica. Este vector de cointegración indica que la demanda de importaciones es relativamente inelástica a los precios, lo cual es consistente con la estructura bastante complementaria de las importaciones a la producción doméstica, caracterizada por el predominio de los bienes intermedios. Por su parte, la elasticidad al gasto doméstico es la unidad, es decir, la expansión del este gasto en el largo plazo genera un

crecimiento de las importaciones proporcionalmente igual. Por tanto, dado los precios relativos, en el largo plazo la participación de las importaciones dentro del gasto interno tiende a ser estable.

Una vez determinado el número de vectores de cointegración se procede a formular y contrastar hipótesis sobre el vector de cointegración y la matriz de coeficientes de ajuste α . Con respecto al primer tipo de hipótesis, se contrastará si cada variable puede ser excluida del espacio de cointegración. Este test aparece como test de exclusión en el cuadro 2 y todos rechazan esta hipótesis para cada una de las variables. Con referencia a los tests sobre los coeficientes de ajuste de la matriz α , se contrastará si las variables LPRI y LY son débilmente exógenas para la estimación de los parámetros de largo plazo de la ecuación para LIMP⁷. Este test equivale a contrastar si la correspondiente fila de la

matriz de ajuste a está compuesta de ceros, implicando que el desequilibrio asociado al vector de cointegración no entra en la ecuación correspondiente a esas variables⁸. Los resultados del cuadro 2 indican que esta hipótesis es aceptada para LPRI pero no para LIMP y LY. Este resultado justifica un análisis de cointegración multivariante en vez de uno uniecuacional como el de EG.

Comparando estos resultados con los hallados en otros estudios previos, las magnitudes de las elasticidades de largo plazo son muy semejantes, no obstante las diferencias en métodos de estimación y en las variables⁹. Así mismo, comparando con estudios de otros países, las estimaciones obtenidas en este trabajo están dentro del rango de las obtenidas para los países del G7 (0.9, 1.8) y [-0.04, -0.9] para la elasticidad-producto y precio, respectivamente (ver Hooper, Johnson y Márquez, 1990).

Cuadro 2.
Análisis de cointegración.

Tests de diagnósticos	LIMP	LPRI	LY
1-2 F(2,22)	1.37	1.51	1.13
Normalidad Chi ² (2)	0.39	3.67	0.14
ARCH F(1,22)	0.87	0.0002	1.26
HET F(18,5)	0.29	0.46	0.09
Tests de cointegración:			
Test de máximo valor propio			
Hipótesis nula	r=0	r<=1	r<=2
Hipótesis alternativa	r>=1	r>=2	r=3
Valor del test	27.32**	18.65**	2.69
Test de la traza			
Hipótesis nula	r=0	r<=1	r<=2
Hipótesis alternativa	r>=1	r>=2	r=3
Valor del test.	48.66**	21.33**	2.69
Valores propios β' (estandarizados)			
LM	LPRI	LY	
1.00	0.63	-0.96	
-1.42	1.00	2.72	
Coeficientes a estandarizados			
LIMP	-1.13	0.88	
LPRI	-0.14	-0.05	
LY	-0.25	0.001	
Test de exclusión (Distribuido como una Chi ² (1))			
LIMP	LPRI	LY	
16.19**	6.61*	15.01**	
Test de exogeneidad débil (distribuido como una Chi ² (1))			
10.6**	0.88	7.71**	

Nota:

* indica significativo al 5% pero no al 1%. ** Indica significativo al 1%. El número de vectores cointegrantes se indica por r. Los valores críticos para los tests de cointegración son tomados de Osterwald-Lemum (1992).

Dinámica de corto plazo.

De acuerdo con los resultados de cointegración, se procede a entonces a estimar un modelo de corrección de errores (MCE) uniecuacional para la variable DLIMP, tomando como variables condicionantes a DLPRI y DLY. Un modelo uniecuacional es de interés por varias razones. En primer lugar, un modelo uniecuacional puede ser estable aunque el VAR de forma reducida del procedimiento de Johansen no lo sea. La constancia de la ecuación de la demanda de importaciones es importante dado los cambios en la política comercial que han afectado las importaciones. En segundo lugar, la obtención de un modelo parsimonioso y bien especificado es más fácil en un contexto uniecuacional que en uno multiecuacional.

En el proceso de construcción de este modelo uniecuacional para la demanda de importaciones, el punto de partida es un

modelo general autoregresivo y de rezagos distribuidos (ADL), es decir un modelo que incluye rezagos en la variable dependiente y en las variables explicativas. El orden del rezago es tres, tal como se hizo en el VAR. Como una modificación respecto a la especificación del VAR, se incluyó la variable ficticia D71 a fin de captar un outlier en los residuales para el año 1971. Esta variable vale uno para 1971 y cero en los otros años. La presencia de este valor atípico hace que los residuales no se distribuyan normalmente.

Dado que todo modelo ADL puede representarse mediante uno de la forma de Modelo de Corrección de Errores (MCE) , el cuadro 3 muestra este modelo general en la forma MCE. La ventaja de este tipo de modelos es que por combinar variables en niveles y diferencias, estos regresores son casi ortogonales entre si, cuando las variables en niveles poseen

fuertes tendencias, como es el caso aquí. Esto facilita la simplificación del modelo con miras a obtener uno más parsimonioso. Antes de iniciar este proceso de reducción, es conveniente deducir la solución de largo plazo correspondiente a este modelo dinámico. Esta es la ecuación 6:

$$LIMP = -6.12 + 1.2LY - 0.4LPRI \quad (6)$$

Los signos de los parámetros son adecuados desde el punto de vista teórico y las magnitudes cercanas a las obtenidas con el VAR del análisis de cointegración (ver cuadro 2). Este es un resultado interesante por cuanto indica que el modelo condicional uniecuacional no es una simplificación inadecuada del modelo VAR.

Cuadro 3.
Modelo general no restringido MCE para DLIMP.

Variable	Rezago i		
	0	1	2
DLIMP _{t-i}	-1 -	-0.207 (0.185)	-0.139 (0.141)
Constante	-2.89 (0.629)	0 -	0 -
DLPRI _{t-i}	-0.0832 (0.164)	0.0774 (0.159)	-0.0515 (0.16)
DLGA _{t-i}	3.35 (0.438)	0.759 (0.65)	1.15 (0.539)
D71	-0.254 (0.0556)	0 -	0 -
LIMP _{t-i}	0 -	-0.472 (0.17)	0 -
LPRI _{t-i}	0 -	-0.184 (0.157)	0 -
LGA _{t-i}	0 -	0.569 (0.165)	0 -

$R^2=0.99$ $F(12,21)=304.05[0.0000]$ $\sigma=5.1\%$ $DW=2.46$
AR 1-2 $F(2, 19)=1.2275$
ARCH 1 $F(1, 19)=0.013439$
Normalidad $\text{Chi}^2(2)=1.3317$
RESET $F(1, 20)=3.7584$

Nota:

Entre paréntesis errores estándares

Estadísticamente, el modelo general no parece presentar problemas de especificación: de acuerdo con los diagnósticos reportados al final del cuadro 3, este modelo general presenta residuales sin correlación serial hasta de orden 2, sin heterocedasticidad (ARCH), con distribución normal (Normalidad) y forma funcional adecuada (RESET).

A fin de obtener una versión más parsimoniosa de este modelo se procedió en una doble dirección: primero, se excluyeron aquellos regresores que no

fueran significativos estadísticamente. Esto equivale a imponer un coeficiente nulo a cada una de estas variables. Así se excluyeron las variables $DLIMP_{t-1}$, DLY_{t-1} , DLY_{t-2} y $DLPRI_{t-1}$. Estadísticamente, estas restricciones son aceptables: $F(10,18)=1.9[0.10]$. Segundo, se reemplazaron las variables en niveles por la nueva variable $ECM= LIMP-LY+0.6LPRI$, la cual indica la discrepancia entre las importaciones y el nivel de equilibrio dado por la relación (5), esto es, el error de equilibrio. Tras este proceso de reducción resulta la ecuación (7):

$$DLIMP_t = -1.21 - 0.26DLPRI_t + 3.0DLY_t + 0.18DLIMP_{t-2} - 0.5ECM_{t-1} - 0.26D71 \quad (7)$$

[-5.00]	[-1.9]	[8.1]	[2.9]	[-4.5]	[-4.3]
---------	--------	-------	-------	--------	--------

$$R^2=0.90 \quad F(5,28)=50.35 \quad \sigma=5.7\% \quad DW=2.1$$

AR1-2 $F(2,26)=1.29$

Normalidad $\text{Chi}^2(2)=0.8$
ARCH $F(1,26)=0.27$

HET F(9,18)=0.57
RESET F(1,27)=3.9.
ECM=LIMP-LY+0.6LPRI

Nota: estadísticos t entre corchetes.

Salvo el test RESET, el cual es relativamente alto, los otros tests son pasados satisfactoriamente por la ecuación 7, sugiriendo que no presenta errores de especificación en un sentido estadístico.

De acuerdo con esta ecuación, la dinámica de corto plazo de las importaciones depende de las variaciones en el logaritmo de los precios relativos contemporáneos. El coeficiente de esta variable indica la elasticidad de la demanda de importaciones de corto plazo a los precios relativos: esta elasticidad es 0.3, es decir la mitad de la de largo plazo. Esto indica que una modificación en los precios relativos de un 1% induce a los agentes a cambiar la asignación del gasto entre bienes domésticos e importados de solo un 0.3% inmediatamente (en el transcurso de un año) pero

a medida que pasa el tiempo esta respuesta asciende a un 0.6%. La magnitud menor de la elasticidad en corto plazo parece razonable dado que es más difícil la sustitución entre producción doméstica e importada en períodos cortos. Por otra parte, la elasticidad al gasto en el corto plazo es substancial y muy superior a la del largo plazo: por cada punto de variación en el gasto doméstico las importaciones aumentan en un 3.0%. Esto sugiere que las importaciones son bastantes sensibles al comportamiento cíclico de la economía, aspecto señalado por Golstein y Khan(1985), Herrera y Alonso(1990) y Clavijo y Faini(1990), entre otros. A corto plazo, la demanda interna puede diferir del nivel de producción, diferencia que se ajusta por medio de las importaciones, lo que expli-

caría el impacto relativamente grande del producto en el corto plazo. Finalmente, las variaciones de las importaciones están muy influidas por la discrepancia entre el nivel de equilibrio de las importaciones y el nivel observado en el período anterior. Esta variable tiene el signo negativo necesario para garantizar la estabilidad dinámica de las importaciones. Su coeficiente de -0.5 indica que la mitad del desequilibrio pasado es corregido en el año siguiente, lo cual representa un ajuste relativamente rápido de las importaciones hacia el equilibrio. En general la ecuación 7 simula bien comportamiento del crecimiento de las importaciones durante gran parte del período, con alrededor de un 90% de la variación de la tasa de crecimiento de las importaciones siendo explicada por el modelo. Esto se puede apreciar en la gráfica 1, la cual muestra los valores observados y ajustados de DLIMP por esta ecuación.

Estabilidad de la demanda de importaciones.

El grado de constancia de la ecuación de la demanda de importaciones es un asunto bastante estudiado en la literatura internacional: véase Mah (1994) y Urbain(1995), entre otros. En el caso de las importaciones, la estabilidad de su demanda es particularmente importante dado los cambios que ha experimentado la política relativa a las importaciones a partir de la década del 90. Un procedimiento muy utilizado para evaluar el grado de estabilidad de una ecuación econométrica es estimar la ecuación mediante mínimos cuadrados recursivos¹⁰. Este es el procedimiento que emplean varios trabajos recientes sobre las importaciones como el de Mah (1994) y Catao y Falcetti (1999), quienes estiman la relación de largo plazo mediante este método. Sin embargo, como lo anota Hansen (1992), este procedimiento

no es válido cuando las variables no son estacionarias. Para superar esta dificultad, aquí se estimó por mínimo cuadrados ordinarios recursivos la ecuación MCE. Dado el carácter estacionario de todas las variables que aparecen en este modelo, los tests derivados de este procedimiento son válidos estadísticamente. Este procedimiento genera una gran cantidad de resultados que se evalúan mejor gráficamente. En la gráfica 2 se muestran los parámetros estimados recursivamente junto con intervalos de confianza del 95% en cada punto, los residuales recursivos y un intervalo de confianza. La interpretación de las gráficas de los parámetros es la siguiente: parámetros con tendencia a salirse de este intervalo evidencian inestabilidad. Se puede observar que todos los parámetros son estables, bajo este criterio. La gráfica de los residuales recursivos es útil para detectar la presencia de inestabilidad

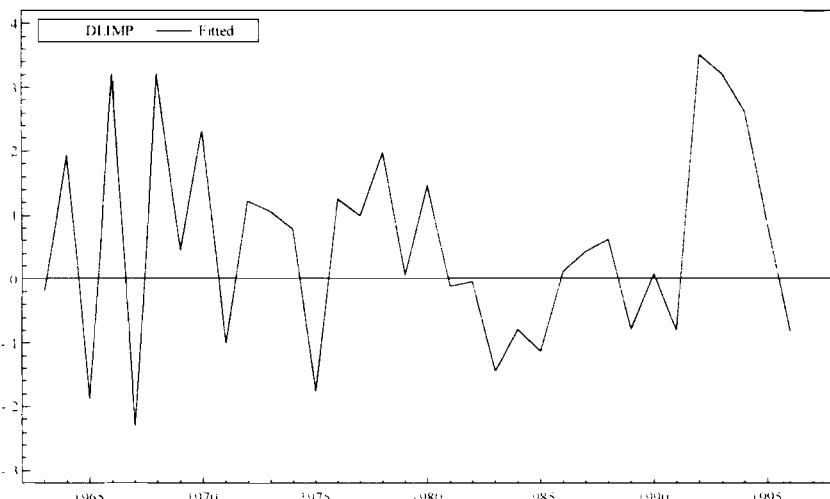
estructural de la ecuación o para determinar la existencia de observaciones atípicas: residuales que se salen de esta banda indican la presencia de estas observaciones o son signo de inestabilidad del modelo en estos períodos. Se observa en la gráfica que en general los residuales están bien adentro de la banda. La gráfica de la secuencia de tests de Chow se interpreta de la siguiente manera: cuando el test es significativo, indicando la existencia de un quiebre estructural, la curva que representa el valor del test de Chow en cada punto se sale de la línea horizontal de valor uno. Cuando está por debajo de esta línea la hipótesis de estabilidad estructural no se rechaza. La gráfica indica que en gran parte de la muestra (desde la mitad de la década del 70's) el test de Chow no es significativo. En resumen, el modelo de corrección de errores revela ser bastante estable en gran parte de la muestra. Esto es una propiedad no-

table del modelo si se tiene en cuenta los grandes cambios operados en la

política de importaciones con las medidas de liberación comercial de comienzos de los 90.

Gráfica 1.

Dlimp observada y estimada por el modelo MCE restringido.



3. COMENARIOS FINALES.

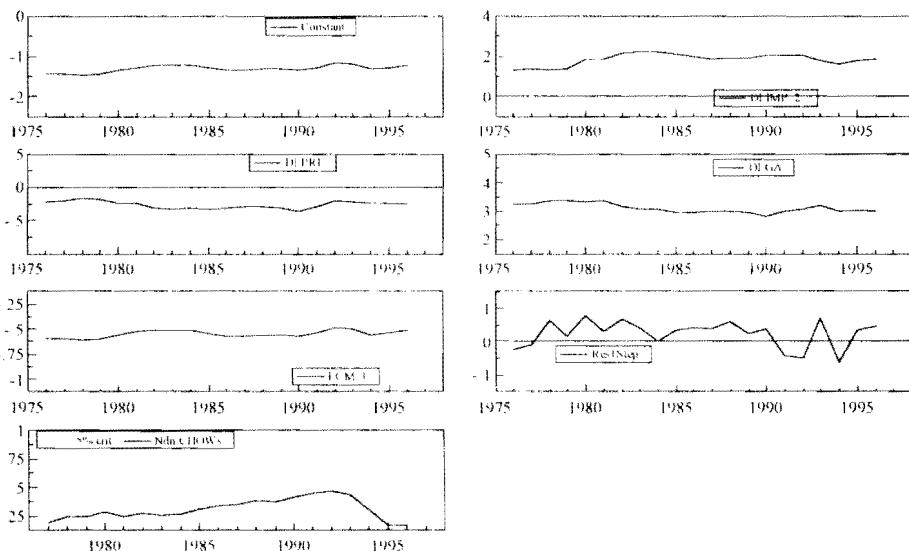
Utilizando el método multivariante de Johansen, se ha modelado la demanda de importaciones agregadas, encontrándose una relación de largo plazo entre las importaciones, los precios relativos y el gasto doméstico. La elasticidad respecto a los precios es

negativa e inferior a la unidad en valor absoluto, reflejo de la poca sustitución entre la producción doméstica y las importaciones. Dado que estos precios involucran la tasa de cambio nominal y los aranceles, esta baja elasticidad significa que las importaciones no responden muy significativamente a los cambios en estas variables.

Con respecto al gasto, las importaciones presentan una elasticidad de largo plazo igual a la unidad, lo

cual significa que con el crecimiento del gasto las importaciones crecen proporcionalmente.

Gráfica 2.
Parámetros, residuales y tests de Chow de la ecuación 7 estimada recursivamente.



La exogeneidad débil de los precios relativos para los parámetros de la demanda de importaciones suministra alguna evidencia de la validez del supuesto del país pequeño, utilizado en las estimaciones empíricas de la demanda de importaciones. En términos económicos esto significa que los precios relativos no dependen significativa-

mente del nivel de importaciones.

El modelo MCE que se estima indica que a corto plazo las importaciones están influidas por las variaciones los precios relativos y el producto así como por el error de desequilibrio. En el corto plazo la variable que más influye en la dinámica de las

importaciones es la tasa de crecimiento del gasto interno. La elasticidad de las importaciones esta variable en el corto plazo es grande y mayor a la de largo plazo.

La ecuación estimada es notablemente constante a lo largo de la muestra, lo cual sugiere cierta robustez del modelo dado los cambios de la última década en la política comercial que han afectado las importaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Catao, Luis y Elizabetta Falcetti(1999) Determinants of Argentina's External Trade, IMF Working Paper.
- Clavijo R. Y R. Faini(1990) Las elasticidades ingreso cílicas y seculares de la demanda de importaciones en los países en desarrollo, El Trimestre Económico, No 225.
- Davidson, R. Y J.G. MacKinnon(1993) Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, Oxford.
- Engle, R.F. Hendry, D.F. y J.F. Richard(1983) Exogeneity, Econometrica, 51:277-304.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), Cointegration, and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, 55:251-276.
- Goldstein, Morris y Moshin S. Khan, Income and Price Effects in Foreign Trade, en Ronald W Jones y Peter b. Kenen, eds., Handbook of International Economics, vol. II, Amsterdam, North Holland, cap.20
- Gómez, H.J.(1982), La Demanda Colombiana de Importaciones, Ensayos de Política Económica. No 1.
- Herrera Santiago y Alonso, Gloria Amparo (1990) La demanda de importaciones en Colombia: 1952-1989 Ensayos de Política Económica No 18.
- Granger, C.W., y P. Newbold (1974), Spurious Regresiones in Econometrics, Journal of Econometrics, 2:111-120
- Hansen, B.(1992) Testing for Parameter Instability in Linear Models, Journal of Policy Modelling, 14:517-533.
- Hansen, Henrik y Katerine Juselius(1995) Cats in Rats. Estima.Illinois.
- Hooper, P. , Johnson,K. y Jaime Marquez (1998) Trade Elasticities for G7 Countries. International Discussion Paper 609.
- Huns, H. Y R. Rom-beerg(1973), Price Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries, American Economic Review,412—418.
- Johnston, John y John Dinardo(1997) Econometric Methods. Mc-Graw-Hill
- Johansen, S.(1988) Statis-cal analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economics Dynamics and Control. 12,231-254.
- Johansen, S. (1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegrationin U K Money Demand". Journal of Policy Modelling, 14:313-334
- Mah.J.S.(1994) Japanesse Import Demand Behavior: The Cointegration aproach, Journal of Policy Modelling 16:291-298.
- Musalem, A (1971) Dinero, Inflación y Balanza de Pagos: la Experiencia de Colombia en la Post-guerra. Banco de la Republica.
- Ocampo, J.A(1989) Efectos de la liberación y Control de las Importaciones sobre la Industria Manu-facturera Colombiana

1976-1982, Coyuntura Económica, Marzo, 121-151.

Osterwald-Lenum M.(1992) A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54.

Reinhart, M. Carmen(1995) Devaluation, Relative Prices, and International Trade

Evidence from Developing countries, IMF Staff Papers, 45:291-312.

Urbain, Jean Pierre(1995). Japanese import Behavior and Cointegration, Journal of Policy Modelling 18:583-601.

Villar, Leonardo (1985) Determinantes de las importaciones en Colombia, Ensayos de Política Económica No 8

NOTAS

1 Este no es el único modelo teórico de la demanda de importaciones. Es posible obtener una función de demanda de importaciones a partir de un modelo de optimización intertemporal por un agente representativo, tal como lo hace Reinhart(1995).

2 Acerca de los rezagos de la respuesta de los volúmenes transados a los cambios en los precios relativos véase Junz y Rhomberg(1973).

3 Otros índices que pueden aproximar los precios domésticos son el índice de precios al productor y el deflactor implícito del PIB. Mientras con el primero, los resultados no son aceptables en cuanto a signos y magnitudes, con el deflactor los resultados son muy semejantes a los obtenidos con el IPC.

4 En Goldstein y Khan (1985) se discuten las ventajas y desventajas de los diferentes índices de precios así como las diferentes medidas de la variable de escala.

5 La utilización del PIB como variable de escala da una elasticidad de largo plazo superior a la unidad, resultado teóricamente poco plausible.

6 Detalles acerca de estos tests se pueden consultar en Hansen y Juselius(1995).

7 El que una o varias variables satisfagan la propiedad de ser débilmente exógenas para un conjunto de parámetros de interés significa que la estimación de estos parámetros e inferencias sobre ellos se puede hacer solo a partir del modelo condicional, sin necesidad de modelar las variables condicionantes. Para más detalles acerca de este concepto de exogeneidad y otros ver Engle,Hendry y Richard (1983).

8 Este test de exogeneidad débil en el contexto de cointegración multivariante es propuesto por Johansen (1992).

9 Ver Herrera y Alonso(1990)donde se resume los resultados de trabajos previos.

10 Los mínimos cuadrados recursivos consisten en estimar los parámetros partiendo de una tamaño determinado de la muestra, digamos de una tamaño $m \geq k$, donde K el número de parámetros. Luego la regresión se hace para un tamaño $m+1$, luego para $m+2$ y así sucesivamente hasta completar toda la muestra. Para más detalles ver Johnston y Dinardo (1998).