



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Zuccardi, Igor Esteban

Demanda por importaciones en Colombia: una estimación

Desarrollo y Sociedad, núm. 49, marzo, 2002, pp. 129-154

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169118093004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Demanda por importaciones en Colombia: una estimación

Igor Esteban Zuccardi*

Resumen

En este documento se hace una estimación de la demanda por importaciones de Colombia, entre 1982 y 2000. La estimación realizada considera una fundamentación microeconómica derivada de un problema de elección de agentes, y tiene en cuenta una relación de largo plazo entre las variables importaciones reales, precio relativo de las importaciones e ingreso, por medio de un análisis de cointegración multiecuacional de Johansen (1988). Se halló que la elasticidad precio de la demanda es $-1,587$ mientras que la elasticidad ingreso es $2,11$. Así, esta demanda por importaciones es elástica a los cambios en los precios y se comporta como un bien normal. Por otro lado, se estimaron las velocidades de ajuste del sistema de corto plazo al equilibrio de largo plazo, y se encontró que ese sistema se ajusta lentamente a este equilibrio.

Palabras clave: demanda por importaciones, cointegración multiecuacional.

Clasificación JEL: C32, D12, F10.

* Este artículo fue escrito cuando el autor era consultor de la División de Análisis de Economía Internacional de la Dirección de Estudios Económicos del Departamento Nacional de Planeación (DNP). El autor agradece los comentarios de Andrés Escobar Arango y Gustavo Hernández del Departamento Nacional de Planeación, de Leonardo Duarte del Ministerio de Hacienda y Crédito Público, y de dos evaluadores anónimos de la *Revista Desarrollo y Sociedad*. Además, agradece el apoyo financiero del Proyecto MASFP DNP-PNUD. Los errores y omisiones son responsabilidad exclusiva del autor. E-mail: izucarhu@banrep.gov.co

Introducción

La investigación sobre la función de demanda por importaciones ha sido una de las áreas de investigación más activas en economía internacional. Probablemente, una de las principales razones es su aplicación en una amplia variedad de temas importantes de política macroeconómica; por ejemplo, la transmisión de choques de grandes economías al resto del mundo en parte depende de las elasticidades precio e ingreso de la demanda por importaciones. Por otro lado, los efectos de la política cambiaria y comercial, sobre la balanza comercial y el producto, pueden observarse en el comportamiento de esta demanda, lo mismo que la forma en que variables como el déficit en cuenta corriente y la balanza cambiaria afectan el crecimiento de corto y largo plazo de un país.

Tradicionalmente se ha especificado la demanda por importaciones como una función log-lineal de sus precios relativos y del ingreso real. Esta formulación ha dominado la literatura empírica durante los últimos años debido a su éxito empírico. Sin embargo, esa especificación tiene problemas, ya que no presenta una fundamentación microeconómica, al no haber sido derivada de un problema de elección de los agentes.

En este documento se estima una función de demanda por importaciones, en la cual se introduce la idea de que puede existir una relación de largo plazo entre las variables importaciones, precios relativos de las importaciones e ingreso. Esta relación se caracteriza por tener una fundamentación microeconómica, es decir, proviene de la racionalidad de un agente que consume bienes domésticos e importados y que maximiza su función de utilidad. Para estimar esa relación de largo plazo se realizó una prueba de cointegración entre las variables mencionadas, según la metodología de Johansen (1988).

La estructura del documento es la siguiente: en la primera sección se describen algunos trabajos que han realizado diferentes estimaciones de la demanda por importaciones en Colombia. En la sección dos se explica la microfundamentación del modelo que va a estimarse. En la tercera sección se explican los resultados de la estimación. Por último, se presentan las conclusiones.

I. Literatura relacionada

El cuadro 1 resume los resultados hallados en las diferentes estimaciones sobre demanda por importaciones realizadas en Colombia.

La mayoría de los trabajos de demanda por importaciones se han basado en la especificación clásica propuesta por la literatura sobre economía internacional. De acuerdo con esta especificación, las importaciones de un país dependen fundamentalmente de dos variables: la demanda interna y los precios relativos. La primera de ellas se aproxima generalmente a través del producto interno bruto (PIB), mientras que para la segunda se utiliza el índice de tasa de cambio real (ITCR).

Uno de los primeros trabajos en explorar la demanda por importaciones en Colombia fue el de Musalem (1971), quien analizó los determinantes de ésta en el período 1950-1967. Este autor realizó diferentes estimaciones de acuerdo con la clasificación CUODE¹ de las importaciones. En el total de las mismas encontró una elasticidad ingreso de 1,04 y una elasticidad precio de la demanda de -0,88. Ambos signos confirmaron lo expuesto por la literatura económica respecto a la demanda por importaciones: las importaciones deben comportarse como un bien normal; por esta razón, se presenta una relación negativa respecto a los precios y positiva en relación en el ingreso.

Posteriormente, se efectuaron varios trabajos (entre los que se destacan el de Gómez (1982) y Villar (1985) que confirmaron las elasticidades halladas por Musalem (1971). La diferencia entre los dos primeros y el último autor radica en el horizonte de estimación y la periodicidad de los datos.

Un trabajo innovador en su momento fue el de Herrera y Alonso (1990), quienes, además de estimar las funciones tradicionales de demanda por importaciones, consideraron la posibilidad de que éstas respondieran en forma diferente a cambios en el ingreso, según la naturaleza permanente o transitoria de la fluctuación. Para estudiar esta última hipótesis, los autores

¹ CUODE: *Clasificación según Uso o Destino Económico*. Esta clasificación fue diseñada por la Comisión Económica para América Latina (CEPAL), con el fin de facilitar el análisis económico de las corrientes de bienes del comercio internacional. A grandes rasgos, las importaciones se ordenan por bienes de consumo (duradero y no duradero), materias primas e intermedios, y bienes de capital.

Cuadro 1. Elasticidad precio e ingreso, resultado de las diferentes estimaciones sobre las importaciones.

Estudio	Variable dependiente	Elasticidad precio	Elasticidad ingreso	Período
1. Musalem (1971)	Importaciones totales	-0,88	1,04	1950-1967 (anual)
	Importación de bienes de consumo	-1,32	0,68	
	Importación de bienes intermedios	-0,47	1,28	
	Importación de bienes de capital	-1,17	1,21	
2. Gómez (1982)	Importación de bienes de consumo no durables	-0,21	2,04	1970-1978
	Importación de bienes de consumo durables	-1,8	0,35	
	Importación de bienes intermedios	-0,07	1,78	
	Importación de bienes de capital			
3. Villar (1985)	Importaciones totales	-0,48	0,89	1951-1984 (semestral)
	Importación de bienes de consumo	-0,93	0,97	
	Importación de bienes intermedios	-0,16	0,9	
	Importación de bienes de capital	-0,81	0,85	
4. Ocampo (1989)	Importaciones industriales sin petróleo	-0,96	1,12	1976-1986 (trimestral)
	Importación de bienes de consumo			
	Importación de bienes intermedios			
	Importación de bienes de capital			
5. Herrera y Alonso (1990)	Importaciones totales sin combustibles	-0,34	0,97	1952-1989 (Anual)
	Importación de bienes de consumo	-0,85	1,22	
	Importación de bienes intermedios sin combustibles	-0,19	1,1	
	Importación de bienes de capital	-0,52	0,83	
6. Birchennall y Oviedo (1999)	Importaciones totales	-0,46	0,69	1977-1998 (trimestral)
	Importación de bienes de consumo			

Fuente: Ramírez (1999).

separaron el ingreso nacional en sus componentes permanente y cíclico, según la metodología de Beveridge y Nelson (1981), e introdujeron éstos como argumentos en las funciones de demanda por importaciones. El ejercicio realizado indicó que la elasticidad de las importaciones al ingreso permanente es unitaria, mientras que la sensibilidad de éstas a las fluctuaciones cíclicas en el ingreso es bastante reducida.

Cuadro 2. Estimación usando como variable dependiente las importaciones totales sin combustibles con ingreso permanente y cíclico 1955-1989 (anual).

Variables (en logaritmos)	Coeficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>
Constante	-4,48	0,227	-19,69
Ingreso nacional real permanente	0,94	0,032	29,01
Índice tasa de cambio real efectiva	-0,37	0,077	-4,80
Índice de liberación de importaciones	0,06	0,017	3,39
<i>Dummy</i> períodos de liberación*	0,11	0,033	3,23
Ingreso nacional real cíclico	0,11	0,021	5,25
MA(6)	-0,85	0,203	-4,22
AR(3)	0,49	0,140	-3,47
R2 ajustado	0,98		
Durbin-Watson	1,725		

* La variable *dummy* de períodos de liberación tiene ceros en períodos de control y uno en períodos de liberación: 1952-1955, 1966, 1978-1982.

Fuente: Herrera y Alonso(1990).

Otro elemento novedoso en el trabajo de Herrera y Alonso (1990) consistió en examinar la posibilidad de que cambios transitorios en algunas variables tuvieran efectos reales de naturaleza permanente sobre la demanda por importaciones, lo cual hace que se presente una asimetría en la sensibilidad de las importaciones a cambios en sus determinantes. La posibilidad de existencia de estas asimetrías, que se ha denominado histéresis en la literatura, ha ocupado la atención de muchos economistas en el campo del comercio internacional, como Baldwin (1988) y Dixit y Stiglitz (1987). La evidencia presentada en el trabajo no permitió aceptar la hipótesis de la existencia de asimetría en la respuesta de las importaciones al ingreso cíclico o al tipo de cambio real, mientras que no se rechaza la hipótesis en el caso de los controles a las importaciones (*véase cuadro 3*).

Cuadro 3. Estimación usando como variable dependiente las importaciones totales con efectos asimétricos 1952-1989 (anual).

Variables (en logaritmos)	Coeficiente	Error estándar	Estadístico <i>t</i>
Ingreso nacional real permanente	0,940	0,034	27,38
Índice de tasa de cambio real efectiva	-0,495	0,097	-5,11
Índice de liberación de importaciones	0,136	0,031	4,44
Dummy de períodos de liberación	0,114	0,046	2,73
Mínimo valor de la variable liberación de importaciones hasta <i>t</i>	-0,065	0,014	-4,61
MA(3)	-0,447	0,197	-2,7
R2 ajustado	0,97		
Durbin-Watson	1,54		

*La variable *dummy* de períodos de liberación tiene ceros en períodos de control y uno en períodos de liberación: 1952-1955, 1966, 1978-1982.

Fuente: Herrera y Alonso(1990).

El problema de algunos de los trabajos realizados previamente consiste en que se concentraban en el análisis de las importaciones durante un período en el cual existían licencias de importación. Este instrumento mantenía controlado el ingreso masivo de bienes que podían sustituirse con productos nacionales. Los aranceles en muchos casos alcanzaban niveles prohibitivos, lo que restaba importancia a la tasa de cambio como determinante.

Un trabajo que incorporó el período de liberación comercial (apertura económica) fue el de Birchenall y Oviedo (1999), quienes plantearon la siguiente función de demanda por importaciones:

$$\log(m_t) = \sum_{i=1}^4 \delta_i S_i + \delta_5 \log(ITCR_t) + \delta_6 \log(PIB_t) + \delta_7 \log(\tau^{arancel}) + \sum_{i=1}^2 \delta_{7+i} \log(m_{t-i}) + \delta_{10} dm_1 + \varepsilon_t$$

Donde:

m_t = las importaciones totales a precios de 1975.

S_i = una variable *dummy* estacional para el trimestre *i*.

$ITCR$ = índice de tasa de cambio real (base diciembre 1986=100).

PIB = producto interno bruto real (precios de 1975).

$\tau^{arancel}$ = arancel nominal sobre las importaciones totales.

dm_1 = una variable *dummy* que toma el valor de 1 en el primer trimestre de 1985 y 0 en los demás.

Estimando esta ecuación por mínimos cuadrados ordinarios, los autores obtuvieron una elasticidad precio de -0,465 y una elasticidad ingreso de 0,696. Así, como en algunos estudios previos, hallaron que las importaciones son inelásticas al precio y tienen una baja elasticidad ingreso.

II. El modelo

Supóngase un agente representativo que debe decidir cuánto consumir de bienes importados y domésticos, considerando que estos dos tipos de bienes son sustitutos. La función Armington modela un bien compuesto, formado por un bien vendido domésticamente, Q^d y uno importado Q^m , donde el bien doméstico y el bien importado son sustitutos imperfectos.

La función Armington supone que la demanda por importaciones es homotética y separable entre precios relativos e ingreso. De esta manera, en un mercado, manteniendo el nivel de ingreso constante, las demandas por importaciones y por bienes domésticos están determinadas por el comportamiento de los precios relativos ya que, como se mostrará más adelante, la elasticidad de sustitución entre estos bienes es constante.

La forma funcional Armington se puede escribir como:

$$X = A \left[\gamma (Q^d)^{-\rho} + (1-\gamma)(Q^m)^{-\rho} \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

Donde:

X = el bien compuesto.

γ = el parámetro de participación del bien doméstico en el bien compuesto.

A = el parámetro de escala o de eficiencia.

Adicionalmente, ρ es el parámetro de sustitución que sólo puede tomar valores entre menos infinito y uno².

² Los parámetros γ , A y ρ (participación del bien doméstico en el bien compuesto, el parámetro de eficiencia y el parámetro de sustitución, respectivamente) se suponen constantes, debido a que ellos tienen que ver con las preferencias del agente representativo entre bienes domésticos e importados.

La demanda del bien importado se determina de la siguiente manera. Primero, los consumidores determinan su demanda por bienes con base en su ingreso, el precio del bien y el precio de los demás bienes (bien doméstico o importado). Segundo, los productores determinan su demanda por el producto sobre la base de toda la demanda para este bien, dada anteriormente, y sobre la razón de los precios internos de los productos.

Al derivar la ecuación (1), respecto a cada tipo de bien, se obtienen las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial X}{\partial Q^d} = A \left[\gamma (Q^d)^{-\rho} + (1-\gamma)(Q^m)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} \gamma (Q^d)^{-\rho-1} \quad (2)$$

$$\frac{\partial X}{\partial Q^m} = A \left[\gamma (Q^d)^{-\rho} + (1-\gamma)(Q^m)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} (1-\gamma) (Q^m)^{-\rho-1} \quad (3)$$

Posteriormente, se divide la ecuación (2) sobre la (3) y se calcula la tasa marginal de sustitución de consumo entre el bien doméstico y el bien importado:

$$\frac{\partial Q^m}{\partial Q^d} = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left(\frac{Q^m}{Q^d} \right)^{1+\rho} \quad (4)$$

La condición de optimización en el consumo considera que el agente maximizará el consumo de los bienes doméstico e importado cuando la tasa marginal del consumo sea igual a los precios relativos de los bienes, es decir, a la razón precio del bien doméstico a precio del bien importado. De esta manera tenemos:

$$\frac{\partial Q^m}{\partial Q^d} = \left(\frac{\gamma}{1-\gamma} \right) \left(\frac{Q^m}{Q^d} \right)^{1+\rho} = \frac{P_d}{P_m} \quad (5)$$

Donde:

P_d = el precio de los bienes domésticos.

P_m = el precio de los bienes importados.

Al despejar la variable Q^m de la ecuación (5), se obtiene lo siguiente:

$$Q^m = \left[\frac{P_d}{P_m} \frac{1-\gamma}{\gamma} \right]^{\sigma} Q^d \quad (6)$$

Donde:

$\sigma = 1/(1+\rho)$ es la elasticidad de sustitución entre las importaciones y el bien doméstico.

Finalmente, se aplica logaritmo a la ecuación (6) para linealizarla y se obtiene:

$$\log(Q^m) = \sigma \log\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) + \sigma \log\left(\frac{P_d}{P_m}\right) + \log(Q^d) \quad (7)$$

La demanda por bienes domésticos depende del ingreso recibido por el agente. Si se supone que las exportaciones están determinadas por la producción no consumida internamente, es decir que $Q^x = PIB - Q^d$, entonces Q^d puede ser aproximado con la variable PIB-exportaciones. De esta manera tenemos:

$$\log(Q^m) = \sigma \log\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) + \sigma \log\left(\frac{P_d}{P_m}\right) + \log(pib - Q^x) \quad (8)$$

Donde:

Q^x = las exportaciones.

Así, la ecuación (8) será la estimada en la siguiente sección³.

III. Estimación y resultados

En esta sección se realiza la estimación de una función de demanda por importaciones de largo plazo para Colombia a través de un modelo VEC⁴.

³ La ecuación (8) puede derivarse de un problema del agente representativo. Éste desea minimizar el gasto por el bien compuesto:

$PX = P_d Q^d + P_m Q^m$ sujeto a la ecuación (1), donde P es el precio del bien compuesto, P^d el precio del bien doméstico y P^m el precio del bien importado.

Por otro lado, se puede encontrar otra derivación microeconómica de la demanda por importaciones en Senhadji (1997). En ese trabajo se realiza la derivación de la demanda por importaciones teniendo en cuenta un proceso de optimización dinámica, y se muestra que la variable más conveniente para medir el ingreso económico es el PIB menos exportaciones.

⁴ Un modelo *Vector Error Correction* (VEC) es una metodología de estimación en la que se calcula la relación de corto plazo entre un conjunto de variables aleatorias, corrigiéndola por el equilibrio de largo plazo existente entre las variables incluidas. Para mayores detalles véase Harris, R (1995).

Esta función de demanda se caracteriza por tener en cuenta una fundamentación microeconómica y relaciona las variables importaciones reales, precios relativos de las importaciones y el ingreso, las cuales no son estacionarias. Los pasos a seguir en esa estimación fueron la construcción de la base de datos, la realización de pruebas de raíz unitaria en las series mencionadas y el análisis de cointegración multiecuacional, la estimación de los coeficientes del modelo VEC.

A. Base de datos

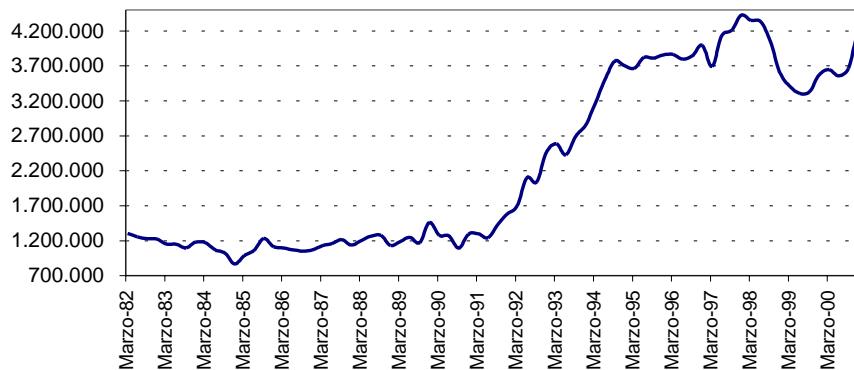
El modelo a estimar considera la relación entre tres variables, a saber: el logaritmo natural de las importaciones reales (Q^m), precios relativos de las importaciones (P_d/P_m) y el logaritmo del ingreso ($PIB - Q^x$).

La serie importaciones reales (Q^m) muestra el valor de los bienes y servicios producidos en el exterior y consumidos internamente por los residentes nacionales. Estos bienes pueden llegar al país con el fin de suplir la demanda por bienes de consumo, como bienes intermedios necesarios para la producción nacional, o como bienes de capital a fin de aumentar y/o mejorar la capacidad productiva del país. La serie fue tomada de las cuentas nacionales publicadas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Dado que se encontraron dos series diferentes debido al cambio de base en 1994, se desestacionalizó la serie de 1975 mediante el método X11 aditivo y sus variaciones trimestrales sirvieron para correr hacia atrás la serie base 1994.

Con el fin de elaborar una función de demanda de importaciones, se generó la serie precio relativo de las importaciones (P_d/P_m). Ésta trata de medir el precio que debe enfrentar un agente económico interno para consumir bienes y servicios importados frente a otros bienes y servicios producidos internamente. Este precio relativo fue elaborado dividiendo el índice de precios al productor (IPP) de importados sobre el IPP del total de bienes sin importados. La fuente de estas series es el Banco de la República. Por conveniencia, esta serie se ajustó para que su año base fuera 1994.

Por último, para medir el ingreso económico se utilizó la variable PIB real menos exportaciones reales ($PIB - Q^x$). Como se anotó, la producción no consumida por los agentes domésticos se destina a las exportaciones. De esta manera, de acuerdo con la ecuación (8), el consumo doméstico será igual al PIB menos exportaciones.

Gráfico 1. Importaciones reales trimestrales 1982-2000
(Millones de pesos de 1994).



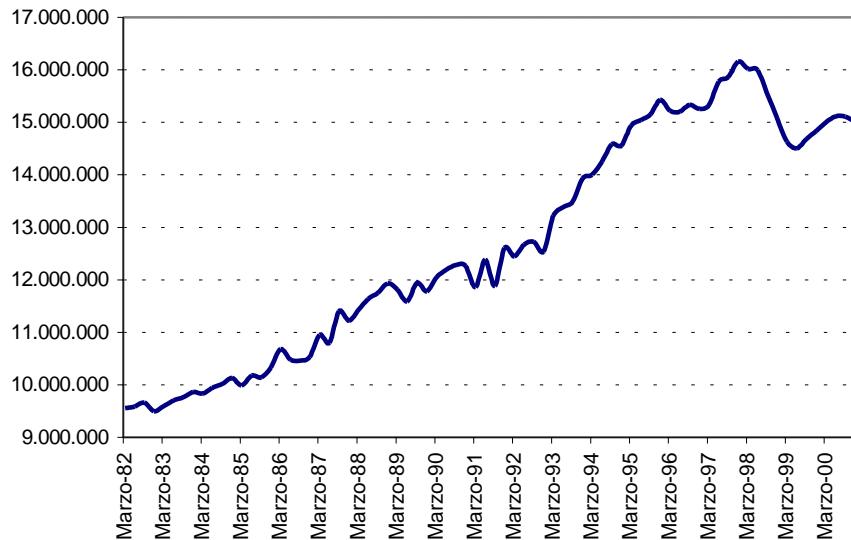
Fuente: DANE. *Cuentas nacionales*. Cálculos del autor.

Gráfico 2. Precio relativo de importaciones trimestral 1982-2000.



Fuente: Banco de la República. Cálculos Departamento Nacional de Planeación (DNP)-Dirección de Estudios Económicos (DEE). Cálculos del autor.

Gráfico 3. Ingreso económico trimestral. 1981-2000
(Millones de pesos de 1994).



Fuente: DANE- Banco de la República. Cuentas Nacionales. Cálculos del autor.

Para construir la serie, se utilizó el PIB base 1994 y se restó la serie de exportaciones una vez ajustado por estacionalidad con el método X11 aditivo. La fuente de estas series es el DANE, nuevamente.

B. Pruebas de raíz unitaria

Con el fin de estimar los posibles procesos generadores de datos subyacentes en las series mencionadas, y encontrar en ellas la posible existencia de tendencias estocásticas, se hicieron pruebas de raíz unitaria. En este punto se realizaron las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de KPSS para las series en logaritmos, lo mismo que para las series en diferencia⁵.

⁵ La prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) tiene como hipótesis nula que la serie es no estacionaria, frente a la alterna que es estacionaria. En cambio, la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) propone como hipótesis nula que la serie es estacionaria, mientras que la alterna es no estacionaria. Para mayores detalles véase Enders, W. (1995).

Cuadro 4. Resultados de las pruebas de Dickey-Fuller aumentada y KPSS.

	Dickey Fuller Aumentada				KPSS			Conclusión
	Estadístico	V.C.(5%)	Ljung-Box	Resultado	Estadístico	V.C.(5%)	Resultado	
Q_m	Explosivo				$\eta_{\mu}: 0,9275$	0,463	Raíz unitaria	Raíz unitaria
(P_d/P_m)	$t_{\tau}: -0,925$	-1,95	0,692	Raíz unitaria	$\eta_{\mu}: 0,6725$	0,463	Raíz unitaria	Raíz unitaria
$(PIB-Q_x)$	Explosivo				$\eta_{\mu}: 1,0120$	0,463	Raíz unitaria	Raíz unitaria
ΔQ_m	$t_{\tau}: -9,05$	-3,45	0,947	Estacionario	$\eta_{\tau}: 0,1349$	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta(P_d/P_m)$	$t_{\tau}: -3,787$	-3,45	0,715	Estacionario	$\eta_{\tau}: 0,1390$	0,146	Estacionario	Estacionario
$\Delta(PIB-Q_x)$	$t_{\tau}: -4,588$	-3,45	0,53	Estacionario	$\eta_{\tau}: 0,1179$	0,146	Estacionario	Estacionario

Fuente: cálculos del autor.

De acuerdo con el cuadro 4, al observar las series en niveles, éstas presentan raíz unitaria. Sin embargo, al evaluar las series en primeras diferencias no existe evidencia para aceptar la existencia de raíz unitaria, por lo que se concluye que las series son I(1) y sus diferencias son I(0).

C. Resultados del análisis de cointegración

Después de realizar las pruebas de raíz unitaria, se procedió a efectuar un análisis de cointegración para verificar la hipótesis de si estas series presentan alguna relación de largo plazo.

De acuerdo con la teoría econométrica, al relacionar variables con raíz unitaria por medio de mínimos cuadrados ordinarios, es posible que el investigador no esté conectando las variables incluidas en el modelo sino sus tendencias estocásticas. Así, puede estar realizando una regresión espuria, es decir, que no muestre ninguna relación económica verdadera subyacente entre ellas. Sin embargo, es posible encontrar relaciones entre variables económicas con raíz unitaria, si se halla al menos un vector que las relacione linealmente y que anule sus tendencias estocásticas. En la literatura econométrica, este tipo de relación se denomina de cointegración, y el vector que permite encontrar una relación de largo plazo entre variables no estacionarias se conoce como vector de cointegración.

Como primer paso en el análisis de cointegración, usando la metodología de Johansen (1988), fue necesario realizar la prueba de la traza para el sistema logaritmo natural de las importaciones, el logaritmo natural del precio relativo de las importaciones y el logaritmo natural del ingreso, de uno a

cinco rezagos. Se incluyeron en el sistema variables *dummy* estacionales centradas y una variable *dummy* de intervención, denominada *Aper* que trata de capturar el cambio estructural en la demanda por importaciones generada por la apertura económica. Esta variable *dummy* de apertura tiene valores cero desde 1982 hasta 1990 y uno de 1991 en adelante.

La prueba de la traza considera la existencia de r vectores de cointegración (r entre cero y el número de variables del sistema, en este caso 3) mediante el siguiente esquema: bajo la hipótesis nula se plantea la existencia de máximo r vectores de cointegración y con base en la hipótesis alterna la existencia de más de r vectores. Esta prueba se hace de manera secuencial y finaliza en el momento en que no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis nula.

En el análisis de cointegración se consideraron tres tipos de modelos diferentes: (i) uno en el cual se incluye constante en el vector de cointegración, pero no existe tendencia lineal en las variables en niveles ni dentro del vector de cointegración (modelo 2 ó *cimean*); (ii) otro en el que se incluye una constante en el modelo no restringido, lo cual hace que las variables contengan tendencias lineales pero no en el vector de cointegración (modelo 3 ó *drift*) y (iii) uno en el cual se especifica la existencia de una tendencia lineal en el vector de cointegración, mientras que no se considera la existencia de esa tendencia en las variables en diferencias (modelo 4 ó *cidrift*)⁶.

La elección del tipo de modelo para considerar y del número de vectores de cointegración existentes se basa en el *Criterio de Pantula*. Este criterio considera que se debe comenzar la prueba secuencial desde el modelo más restringido y con el menor número de vectores de cointegración (en este caso el modelo 2 y $r = 0$), ir comparando el resultado de la traza con su valor crítico, trasladándose por los modelos y manteniendo el mismo número de vectores de cointegración, hasta llegar al modelo menos restringido y con el mayor número de vectores de cointegración (en este caso el

⁶ Existen otros tipos de modelos: el modelo 1 ó *none* que no tiene en cuenta la existencia de ningún elemento determinístico en el sistema y el modelo 5 que incluye una tendencia cuadrática en el sistema. Sin embargo, como comenta Harris, R. (1995), existen pocos casos en que hay una relación cuadrática entre variables económicas, y pocos casos en que no existe ningún elemento determinístico en el sistema. En consecuencia, como recomienda este autor, se tuvieron en cuenta sólo los modelos mencionados. La nomenclatura utilizada se basa en Harris, R (1995) y Hansen, H. y Katarina Juselius (1995).

**Cuadro 5. Resultados análisis de cointegración.
Prueba de la traza.**

		Modelo 2 <i>Cimean</i>		Modelo 3 <i>Drift</i>		Modelo 4 <i>Cidrift</i>	
Ho	Ha	Traza*	V.C.(5%)	Traza*	V.C. (5%)	Traza*	V.C (5%)
Rezago 1							
$r = 0$	$r >= 1$	43,625	34,795	37,896	29,376	43,704	42,202
$r = 1$	$r >= 2$	17,066	19,993	13,806	15,340	17,933	25,,468
$r = 2$	$r >= 3$	4,319	9,133	1,0787	3,841	4,4184	12,386
Rezago 2							
$r = 0$	$r >= 1$	46,418	34,795	35,231	29,376	36,575	42,202
$r = 1$	$r >= 2$	21,84	19,993	15,437	15,340	16,781	25,468
$r = 2$	$r >= 3$	5,822	9,133	1,352	3,841	2,675	12,386
Rezago 3							
$r = 0$	$r >= 1$	44,429	34,795	33,721	29,376	35,008	42,202
$r = 1$	$r >= 2$	20,904	19,993	14,775	15,340	16,061	25,468
$r = 2$	$r >= 3$	5,572	9,133	1,294	3,841	2,560	12,386
Rezago 4							
$r = 0$	$r >= 1$	39,745	34,795	31,842	29,376	36,480	42,202
$r = 1$	$r >= 2$	19,923	19,993	14,486	15,340	18,594	25,468
$r = 2$	$r >= 3$	5,416	9,133	2,648	3,841	6,567	12,386
Rezago 5							
$r = 0$	$r >= 1$	42,080	34,795	29,660	29,376	32,840	42,202
$r = 1$	$r >= 2$	18,263	19,993	16,203	15,340	18,656	25,468
$r = 2$	$r >= 3$	5,040	9,133	3,015	3,841	5,365	12,386

* Los valores mostrados son los resultados de la prueba de la traza después de ajustar por muestra pequeña como sugieren Cheung y Lai (1993). Este ajuste se hace multiplicando el valor de la prueba de la traza por el factor $(t-pk)/t$; donde t es el número de datos, p es el número de variables en el sistema y k es el número de rezagos incluidos.

Fuente: cálculos del autor.

modelo 4, con $r = 3$). La prueba se detendrá en el momento en que no exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de r vectores de cointegración. Esto debe realizarse para cada uno de los rezagos considerados.

De esta manera, como se observa en el cuadro 5, siguiendo el criterio de Pantula y considerando de uno a cinco rezagos en la modelación VAR, existe evidencia para tener en cuenta únicamente un vector de cointegración en el modelo 2 con un rezago. En los demás casos no hay evidencia para rechazar la hipótesis de la existencia de cero vectores de cointegración.

**Cuadro 6. Valores propios, pruebas de máximo valor propio
y de la traza. Modelo 2 con un rezago.**

Eigenvalues	L-máx*	Traza*	Ho:r	p-r	L-máx V.C.(5%)	Traza VC.(5%)
0,3083	26,558	43,627	0	3	22	34,795
0,1622	12,746	17,068	1	2	15,67	19,993
0,0582	4,3223	4,322	2	1	9,24	9,133

* Los valores mostrados son los resultados de la prueba de la traza después de ajustar por muestra pequeña como sugieren Cheung y Lai (1993). Este ajuste se hace multiplicando el valor de la prueba de la traza por el factor $(t-pk)/t$ donde t es el número de observaciones, p es el número de variables en el sistema y k es el número de rezagos incluidos.

Fuente: cálculos del autor.

Después de obtener el posible modelo (o modelos) para estimar, se realizó un análisis más específico de cointegración a través de la estimación de los valores propios, vectores propios y las pruebas de la traza y del máximo valor propio. Esta última prueba tiene como hipótesis nula la existencia de máximo r vectores de cointegración, mientras que la hipótesis alterna es la existencia de máximo $r + 1$ vectores.

Nuevamente, como se observa en el cuadro 6, la prueba del máximo valor propio confirma el resultado encontrado con la prueba de la traza. De esta manera se consideró la existencia de un solo vector de cointegración en el modelo que incluye intercepto dentro del vector y tiene sólo un rezago en las variables en diferencias. Así, se procedió a estimar este vector, el cual fue normalizado por las importaciones reales. Los resultados de la estimación son los siguientes:

Vector de cointegración estimado:

$$\beta = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3\} = \{199, 1, -1,587, -2,11\} \quad (9)$$

Donde:

β_0 = intercepto.

β_1 = coeficiente que acompaña a la variable importaciones reales.

β_2 = acompaña a los precios relativos de las importaciones.

β_3 = coeficiente del ingreso.

Al suponer a priori la exogeneidad de los precios y del ingreso, β_2 y β_3 equivaldrían a las elasticidades precio de la demanda por importaciones e ingreso, respectivamente.

Como se observa en (9), β_2 y β_3 tienen los signos esperados de acuerdo con la teoría económica. De esta manera, según la estimación realizada, un cambio de 1% en los precios relativos de las importaciones generará una variación de -1,587% en la demanda por importaciones, mientras que un cambio de 1% en el ingreso nacional generará una variación de 2,11% en la misma. Estos resultados demuestran que la demanda por importaciones es elástica y se comporta como un bien normal. Así, la demanda por importaciones estimada puede expresarse como:

$$\log(Q^m) = -19,9 + 1,587 \log\left(\frac{P_d}{P_m}\right) + 2,111 \log(pib - Q^x) \quad (10)$$

Por otro lado, se estimaron también los coeficientes de ajuste al equilibrio de largo plazo del sistema de corto plazo (variables en diferencias). Dada la existencia de un solo vector de cointegración, estas variables de ajuste constituyen un solo vector:

Vector de ajuste al equilibrio:

$$\alpha' = \{\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}\} = \begin{Bmatrix} -0,180 & 0,013 & 0,095 \\ (-2,116) & (0,450) & (4,879) \end{Bmatrix} \quad (11)$$

Donde α' mide la velocidad de ajuste de la relación de corto plazo al equilibrio de largo plazo para todo el sistema⁷. Como se observa en (11), α_{11} y α_{31} son estadísticamente diferentes de cero, lo que haría suponer que los precios relativos son débilmente exógenos para las importaciones. Además, observando los coeficientes estimados, se puede considerar que el sistema de corto plazo se ajusta lentamente al equilibrio de largo plazo. Después de estimar el vector de cointegración y las velocidades de ajuste en el largo plazo, se realizaron las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad individual de las variables. La prueba de exclusión quiere probar la importancia de cada una de las variables dentro del vector de cointegración. Así, la hipótesis nula de la prueba considera que $\beta_i = 0$ ($i = 0, 1, 2, 3$) para reconocer si cada una de las variables del sistema pertenece o no al vector de cointegración. Por otro lado, la prueba de estacionariedad intenta estimar si cada variable es o no $I(0)$. Por último, la prueba de exogeneidad individual pretende estimar la existencia o no de las velocidades

⁷ Los valores mostrados entre paréntesis corresponden a las pruebas t sobre los coeficientes estimados.

de largo plazo. Así, esta última prueba considera como hipótesis nula que $\alpha_{j,l} = 0$ ($j=1,2,3$), para reconocer cuáles variables son débilmente exógenas. El cuadro 7 muestra los resultados de esas pruebas.

Cuadro 7. Pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad individual de las variables.

Prueba de exclusión: LR test Chisq (r)						
R	DGF	Chisq(5)	L import.	L precios	L ingreso	Constante
1	1	3,84	14,05	11,76	14,38	14,04
Prueba de estacionariedad: LR test Chisq (p-r)						
R	DGF	Chisq(5)	L import.	L precios	L ingreso	
1	3	7,81	21,64	19,58	21,73	
Prueba para exogeneidad débil: LR test Chisq (r)						
R	DGF	Chisq(5)	L import.	L precios	L ingreso	
1	1	3,84	2,67	0,13	12,73	
2	2	5,99	9,09	5,40	18,15	

Fuente: cálculos del autor.

Como se puede observar en la prueba de exclusión, existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de exclusión individual, es decir, que ninguna de las variables del sistema puede ser prescindible del vector de cointegración, lo mismo que la constante⁸. Por otro lado, la prueba de estacionariedad muestra que ninguna de las variables del sistema es estacionaria, es decir éstas presentan raíz unitaria⁹. Por último, la prueba de exogeneidad débil individual muestra que, con un solo vector de cointegración, las variables importaciones reales y precios son débilmente exógenas. Sin embargo, al evaluar dos vectores de cointegración, se pue-

⁸ El estadístico utilizado en la prueba de exclusión tiene una distribución χ^2 con r grados de libertad. En la columna 3 del cuadro 7 se muestran los valores críticos de la prueba a 5% de significancia.

⁹ El estadístico utilizado en la prueba de estacionariedad tiene una distribución χ^2 con $p-r$ grados de libertad. En la columna 3 del cuadro 7 se muestran los valores críticos de la prueba a 5% de significancia.

de observar que hay evidencia estadística para rechazar la existencia de exogeneidad débil en las importaciones mientras que esto no sucede para los precios, como lo sugeriría la teoría económica¹⁰.

Consecutivamente, se realizaron pruebas de exogeneidad conjunta de las variables del sistema. En estas pruebas se utilizó como hipótesis nula $\alpha_{j1} = \alpha_{i1} = 0$ (con $i \neq j$ e $i, j = 1, 2, 3$) para observar si existe evidencia estadística a fin de reconocer que dos son débilmente exógenas en el sistema.

Cuadro 8. Resultados de pruebas de exogeneidad conjunta de las variables del sistema.

Variables	Estadístico LR- test Chisq	p-value	Vector de cointegración –	Velocidad de ajuste
Lprecios-Lingreso	14,64	0,00	b={13,677, 1, -1,130, -1,723}	$\alpha_{11}=-0,295$ (-3,818)*
Limport-Lprecios	4,34	0,11	b={22,362, 1, -1,7709, -2,263}	$\alpha_{31}=-0,091$ (5,358)*
Limport-Lingreso	19,22	0,00	b={15,670, 1, -3,155, -1,881}	$\alpha_{21}=-0,039$ (2,972)*

* Los resultados mostrados entre paréntesis corresponden a las pruebas t de las velocidades de ajuste para cada restricción.

Fuente: cálculos del autor.

De acuerdo con el cuadro 8, y en concordancia con los resultados de la prueba de exogeneidad individual mostrados en el cuadro 7, no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil de las variables importaciones reales y precios. Estos resultados son contraintuitivos, dado que se esperaría que fueran los precios y el ingreso las variables débilmente exógenas en el estimativo de una demanda por importaciones¹¹.

Posteriormente, al modelo original se le realizaron pruebas de normalidad multivariada y autocorrelación de los errores de largo plazo. Estas pruebas

¹⁰ El estadístico utilizado en la prueba de exogeneidad débil individual tiene una distribución χ^2 con r grados de libertad. En la columna 3 del cuadro 7 se muestran los valores críticos de la prueba a 5% de significancia.

¹¹ En términos estadísticos, este resultado presenta problemas en la utilización del modelo para análisis de los parámetros de interés. Al hallarse las importaciones como exógena débil, se cierra la posibilidad de construir un sistema uniecuacional del modelo VEC con un sentido económico que permita modelar el corto plazo y realizar pruebas de hipótesis sobre los parámetros de la demanda por importaciones. Para mayores detalles, véase Harris, R.(1995).

permiten conocer si los errores están comportándose de manera adecuada (ruido blanco gaussiano) que permita hacer inferencia sobre los coeficientes del sistema.

Cuadro 9. Pruebas multivariadas sobre comportamiento de los residuales.

Normalidad		Autocorrelación					
		Prueba Ljung-Box		Prueba LM(1)		Prueba LM(4)	
Chisq 5,45	p-value 0,49	Chisq15 196,43	p-value 0,02	Chisq 19,95	p-value 0,02	Chisq 7,28	p-value 0,61

Fuente: cálculos del autor.

Como se observa en el cuadro 9, los errores del sistema presentan normalidad multivariada. Por otro lado, no presentan autocorrelación a 1% de significancia. De esta manera, se puede concluir que el sistema presenta errores ruido blanco gaussiano.

Se realizaron las estimaciones de la parte determinística del modelo que se encuentran por fuera del vector de cointegración. En especial, se estimaron los coeficientes de la variable *dummy* de apertura y las variables *dummy* estacionales.

Cuadro 10. Estimación de los coeficientes de la parte determinística del modelo.

Variables	Dummyapertura	Dummyestacional(1)	Dummyestacional(2)	Dummyestacional(3)
ΔImportaciones	0,035 (2,841)	0,004 (0,158)	-0,007 (-0,276)	0,0018 (0,736)
ΔLprecios	0,008 (1,985)	-0,018 (-2,119)	-0,042 (-5,028)	-0,029 (-3,471)
ΔLingreso	0,002 (0,793)	0,005 (0,906)	0,005 (0,799)	0,001 (0,221)

Los valores mostrados entre paréntesis corresponden a las pruebas *t* sobre los coeficientes estimados.

Fuente: cálculos del autor.

El cuadro 10 muestra que las variables *dummy* estacionales sólo son importantes en la explicación del comportamiento de corto plazo de los precios relativos, lo mismo que la variable *dummy* de apertura es importante en la explicación del comportamiento de las importaciones reales y de los precios. Esto sugeriría que la apertura transformó la evolución de la demanda por importaciones y que la conducta de los precios relativos de éstas fue transformada por el cambio de modelo de desarrollo. Sin embar-

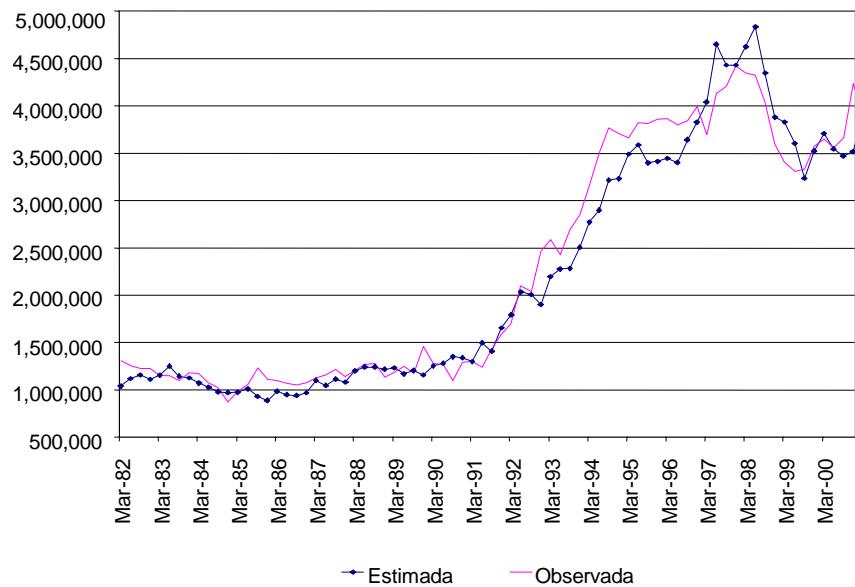
go, los resultados expresarían que ese cambio de política no ha sido efectivo en la transformación del comportamiento del ingreso.

De acuerdo con Villar (2000), durante la década del noventa, la producción externa de bienes comercializables internacionalmente se redujo debido al proceso de revaluación real del peso entre 1991 y 1997. Esta revaluación se produjo por el aumento del gasto público y el mayor financiamiento externo público y privado, afectando al sector externo. En consecuencia, el valor agregado generado por los sectores productores de bienes comercializables internacionalmente (v.gr. agrícola y manufacturero) se redujo en relación con el de toda la economía colombiana y estuvo levemente por encima del registrado en el decenio del ochenta. Adicionalmente, la productividad del capital, que estaba reduciéndose en la década del ochenta, se redujo aún más en la del noventa; la inversión privada se concentró más en sectores como la construcción y los servicios (menos expuestos a la competencia internacional), y la producción de bienes y servicios tendió a concentrarse en el mercado interno, en detrimento de las zonas con ventajas en el acceso al mercado externo. Así, las mejoras en productividad que teóricamente traería la competencia externa no se dieron en la práctica con un cambio en la tendencia de crecimiento del ingreso¹².

Finalmente, se realizó la estimación de las importaciones reales de acuerdo con la demanda de largo plazo estimada. El comportamiento estimado de las importaciones lo mismo que el comportamiento observado se muestran en el gráfico 4.

¹² Este desempeño en términos de crecimiento del ingreso no fue un fenómeno particular de Colombia. De acuerdo con la CEPAL (2001), en la década del noventa se presentó un balance de crecimiento pobre, ya que solamente Argentina, Bolivia, Chile y Uruguay lograron un crecimiento superior al observado entre 1945 y 1980. Además, las disparidades entre países ricos y pobres se ampliaron porque los países con menor ingreso por habitante crecieron a tasas menores que los de mayor ingreso.

Gráfico 4. Importaciones estimadas y observadas
(Millones de pesos de 1994).



Fuente: cálculos del autor.

Conclusiones

En este documento se presenta la estimación de una función de demanda por importaciones. Las principales características del modelo VEC estimado son: tiene en cuenta una fundamentación microeconómica, nacida de la racionalidad de un agente maximizador de su bienestar, y captura la naturaleza no estacionaria de las variables incluidas.

La estimación de la demanda por importaciones se realizó en el período comprendido entre el primer trimestre de 1982 y el cuarto trimestre de 2000. Se incluyeron las importaciones reales, los precios relativos de las importaciones (representado como la razón entre el IPP de bienes domésticos y el IPP de bienes importados) y la variable ingreso (medido como el PIB menos exportaciones). Adicionalmente, se incluyeron variables *dummy* estacionales y una variable *dummy* denominada *Aper* que captura el cambio estructural de las importaciones generada por la apertura económica. Usando las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada y KPSS, se encontró que esas variables tienen raíz unitaria.

Posteriormente, para la estimación de la función de demanda de importaciones de largo plazo, se realizó un análisis de cointegración multivariable, bajo la metodología de Johansen (1988). Se halló que la elasticidad precio de la demanda es -1,587, mientras que la elasticidad ingreso es 2,11. Así, esta demanda por importaciones es elástica a los cambios en los precios y se comporta como un bien normal. Por otro lado, se estimaron las velocidades de ajuste del sistema de corto plazo al equilibrio de largo plazo, y se encontró que ese sistema se ajusta lentamente a este equilibrio.

Después se efectuaron las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad individual para cada una de las variables del sistema. Se encontró que hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis de exclusión individual, es decir, que ninguna de las variables del sistema puede ser prescindible del vector de cointegración, lo mismo que la constante. Además, la prueba de estacionariedad mostró que ninguna de las variables del sistema es estacionaria, es decir, que éstas presentan raíz unitaria. Por último, la prueba de exogeneidad débil individual mostró que, con un solo vector de cointegración, las variables importaciones reales y precios son débilmente exógenas.

Más adelante, se realizaron las pruebas de exogeneidad conjunta entre pares de variables. Se encontró que no existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil de las variables importaciones reales y precios. Estos resultados son contraintuitivos, dado que se esperaría que fueran los precios y el ingreso las variables débilmente exógenas en la estimación de una demanda por importaciones.

Posteriormente, sobre el modelo estimado se efectuaron las pruebas de normalidad multivariada y autocorrelación de los errores de largo plazo. Se halló que los errores del sistema presentan normalidad multivariada al 5% de significancia, mientras que no presentan autocorrelación al 1% de significancia. Así, se concluyó que los errores son ruido blanco gaussiano. Finalmente, se estimó la parte determinística que está por fuera del vector de cointegración del modelo VEC. Se halló que las variables *dummy* estacionales sólo son importantes en la explicación del comportamiento de corto plazo de los precios relativos, lo mismo que la variable *dummy* de apertura es importante en la explicación del comportamiento de las importaciones reales y de los precios. Este resultado sugiere que la apertura transformó la evolución de la demanda por importaciones y que la con-

ducta de los precios relativos de estas fue transformada por el cambio de modelo de desarrollo. Sin embargo, los resultados expresarían que ese cambio de política no ha sido efectivo en la transformación del comportamiento del ingreso.

A diferencia de los trabajos previos, al tener en cuenta la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre importaciones, el precio relativo de importaciones y el ingreso, se puede observar que la demanda por importaciones es más sensible a cambios en las condiciones económicas que lo estimado anteriormente. Así, por ejemplo, en el largo plazo, las importaciones variarían mucho más ante cambios en su precio relativo y en el ingreso que lo que se podría pronosticar con las elasticidades estimadas anteriormente, lo cual lleva a la economía a superávit o déficit comerciales más grandes y persistentes. Este resultado es importante para los planificadores de política, ya que permite reconocer los efectos de largo plazo de choques externos sobre la economía colombiana, evaluar las consecuencias de las políticas cambiaria y comercial sobre las importaciones y sobre el crecimiento del país.

Bibliografía

- Amisano, G. y Giannini, Carlo (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*. Segunda edición, Springer.
- Armington, P. (1969). “A theory of demand for products distinguished by place of production”. *IMF Staff Papers*, vol. 16 (1), March.
- Birchenall, J. y Oviedo, Juan Daniel (1999). “Un modelo macroeconómico para la economía colombiana” *Archivos de Macroeconomía*. DNP, Abril.
- CEPAL (2001). *Una década de luces y sombras. América Latina y el Caribe en los años noventa*. Editorial Alfaomega, Colombia.
- Cheung, Y. and Lai, K. (1993). “Finite-sample sizes of Johansen’s likelihood ratio test for cointegration”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, no. 55.

- Dickey, D. and Fuller, W. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrìca* no. 49.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, New York.
- Gaviria, A. y Uribe, José Darío (1993). "Origen de las fluctuaciones económicas en Colombia". *Ensayos sobre Economía Cafetera* no. 9.
- Gómez, H (1982). "La demanda colombiana de importaciones". *Ensayos sobre política económica*. Marzo.
- Hansen, H and Juselius, Katarina. (1995). *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*. Institute of Economics University of Copenhagen, Estima, Evanston, Illinois, USA.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.
- Hernández, G. (1998)."Elasticidades de sustitución de las importaciones para la economía colombiana". *Revista de Economía del Rosario*, vol. 1 (2).
- Herrera, S. y Alonso, G. (1990) "Demanda de importaciones en Colombia: 1952-1989". *Ensayos sobre política económica*. Marzo.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* no. 12, pp. 231-254.
- _____. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- Judge, G., Griffiths, W. Hill, R.C. Lütkepohl, H. and Lee, T. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Segunda edición, Wiley, New York.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Segunda edición, Springer-Verlag.

- Misas, M *et al.* (2001). “Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes”. *Borradores de Economía* no. 178, Banco de la República.
- Musalem, A. (1971). *Dinero, inflación y balanza de pagos: la experiencia colombiana en la posguerra*. Banco de la República, Bogotá.
- Ocampo, J. (1989). “Efectos de la liberación y del control de importaciones sobre la industria manufacturera colombiana 1976-1982”. *Coyuntura Económica*. Marzo.
- Ramírez, J. (1999). “Proyecciones de exportaciones e importaciones 1999-2001”. *Informe final de Consultoría No.990206*. Proyecto MASFP DNP-FONADE.
- Senhadji, A. (1997). “*Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis*”. IMF, WP/97/132,
- Shapiro, M. and Watson, M. W. (1988) “Sources of business cycle fluctuations”. *NBER Macroeconomic Annual*. MIT Press 3. pp.111-156.
- Sims, C.A. (1980). “Macroeconomics and Reality”. *Econometrica* no. 48. pp.1-48.
- _____. (1982). “Policy analysis with econometric models”. *Brookings Papers on Economic Activity* no. 2, pp.107-152.
- Villar, Leonardo (1985). “Control cuantitativo a las importaciones en Colombia: julio 1983-junio 1984”. *Coyuntura Económica*. Octubre.
- _____. (2000) “¿La economía colombiana se abrió o se cerró en la década del noventa? Una nota sobre indicadores de apertura económica”. *Revista del Banco de la República* no. 867, vol. LXXIII. Enero.