Elasticidades de corto y largo plazo de las importaciones agroalimentarias en Venezuela

The short and long-run elasticities of agri-food imports in Venezuela

Alejandro Gutiérrez* y Maritza Rosales**

Códigos JEL: F1, F11

Recibido: 07/03/2017, Revisado: 10/03/2017, Aceptado: 17/04/2017

Resumen

El objetivo del artículo es calcular las elasticidades de la demanda de importaciones agroalimentarias per cápita (MAApc), para el periodo 1990-2013. A partir de la estimación de un modelo de ajuste parcial, se determina el impacto de corto y largo plazo del ingreso (Producto Interno Bruto per cápita, PIBpc) y el precio (Tipo de Cambio Real Efectivo) en las MAApc. Los resultados muestran que las importaciones totales en el corto y largo plazo son inelásticas ante variaciones del tipo de cambio real, mientras que son elásticas ante las variaciones del PIBpc. El PIBpc es la variable que más influye en las variaciones de las MAApc, tanto en el corto como en el largo plazo.

Palabras clave: importaciones agroalimentarias, elasticidades, ingreso, precio.

Abstract

The objective of the paper is to calculate the elasticities of the demand for agri-food imports per capita (MAApc), for the periods of 1990-2013. From the estimation of a Partial Adjustment model, the short and long-term impact of the income (Gross Domestic Product per capita, GDPpc) and the price (Real Effective Exchange Rate) in the MAApc will be determined. The results show that total imports in the short and long term are inelastic against changes in the real exchange rate, while they are elastic in the face of changes in GDPpc. The GDPpc is the variable that most influences the variations of the MAApc, both in the short and the long term.

Key words: imports, elasticities, income, price, demand.

^{*} Doctor en Estudios del Desarrollo del Centro de Estudios del Desarrollo de la Universidad Central de Venezuela (CENDES-UCV). Profesor de la Universidad de los Andes, Centro de investigaciones Agroalimentarias "Edgar Abreu Olivo", Mérida, Venezuela. Correo electrónico: alegutie53@mail.com

^{**} MSc. en Economía mención Economía y Políticas Agroalimentarias. Profesora de la Universidad de Los Andes, Centro de investigaciones Agroalimentarias "Edgar Abreu Olivo", Mérida, Venezuela. Correo electrónico: maritzarosales@ula.ve

1. Introducción

La evidencia empírica de estudios para América Latina sobre la estimación de la demanda de importaciones muestra la vinculación de estas economías con el resto del mundo, una región o un país, a partir de los flujos de comercio, los precios, el ingreso, entre otras variables. Principalmente, el cálculo de las elasticidades revela el impacto de las variables mencionadas en el comercio y con ello las decisiones a considerar por los hacedores de política económica.

Diversas son las investigaciones para obtener las elasticidades precio e ingreso de las importaciones. Mora y Torres (2008) utilizan el "Modelo de Sustitutos Imperfectos" de Reinhart (1995) para estimar funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios (sin las adquisiciones externas de la Industria Electrónica de Alta Tecnología, IEAT) totales para Costa Rica, para el periodo 1991-2006. Los resultados obtenidos muestran que la función de demanda por importaciones totales tiene una relación inversa con respecto al tipo de cambio real y una relación positiva con la brecha del producto interno. Las elasticidades ingreso de largo plazo de la función de demanda por importaciones totales fue de 1,7%. Al excluir la IEAT, la elasticidad fue de 2,2%. Las elasticidades precio (respecto al tipo de cambio real) de las importaciones totales y sin IEAT fueron -0,6 y -0,3%, respectivamente.

Por su parte, Aravena (2005) utilizó vectores de cointegración y un modelo de corrección de errores para estimar las demandas de importación de Chile y Argentina en el periodo 1996-2004. Los vectores obtenidos presentan los signos esperados de acuerdo con la teoría. El estudio demostró que la elasticidad ingreso de las importaciones de largo plazo para Argentina (3,62%) es más vulnerable a los *shocks* de ingresos que la de Chile (1,13%).

Así, Hernández (2005) utilizó vectores de cointegración para explicar el comportamiento de las importaciones ecuatorianas para diferentes grados de agregación (totales, bienes de capital y equipos de transporte, materias primas e insumos para la industria), durante el periodo 1998-2005. Las elasticidades ingreso y precio de

largo plazo mostraron los signos correctos y el valor de los coeficientes fueron de 2,07 y -0,54, respectivamente.

El estudio realizado por Zuccardi (2002) sobre una estimación de la demanda por importaciones de Colombia, en el periodo 1982-2000, mostró mediante el análisis de cointegración una relación de largo plazo entre las importaciones, el ingreso y los precios relativos. Los resultados muestran que la función de demanda de importaciones es elástica (2,11%) ante cambios en el ingreso, mientras que la elasticidad precio de las importaciones alcanzó el valor de -1,38%. Concluyó que los resultados obtenidos son importantes para reconocer los efectos de largo plazo de *shocks* externos sobre la economía colombiana y para determinar las consecuencias de la política cambiaria y comercial en las importaciones.

La regresión econométrica de Galindo y Cardero (1999) demuestran la relación de largo plazo entre las importaciones totales, el ingreso real y los precios relativos para México. La elevada elasticidad ingreso permite concluir que la reciente caída de las importaciones sigue fundamentalmente al comportamiento del ingreso. En este sentido, un objetivo de largo plazo para impulsar el crecimiento económico requiere un aumento continuo del tipo de cambio real y un financiamiento continuo del exterior para compensar el déficit en la balanza comercial. En consecuencia, el tipo de cambio debe ser un instrumento de la política comercial. Por su parte, la baja elasticidad precio demuestra la existencia de una relación estructural de esa economía con las importaciones. Así, sea cual sea el nivel de precios (considerando un rango razonable), las importaciones no serán sustituidas por la producción nacional.

Por su parte, Loria (2001) en su investigación sobre la demanda agregada de importaciones para México encontró que el valor de la elasticidad ingreso es 5,4%, mientras que el de la elasticidad precio es de -1,35%. En consecuencia, la demanda por importaciones para México durante el periodo 1970-1999 está fuertemente influenciada por el PIB real y los precios relativos.

Para Colombia, Musalem (1971) analizó las elasticidades de las importaciones durante el periodo 1950-1967. En los resultados

encontró una elasticidad ingreso de 1,04% y una elasticidad precio de -0,88%, confirmado así lo expuesto en la teoría económica con relación a la demanda por importaciones, esto es, una relación positiva con respecto al ingreso y una relación negativa con relación a los precios. Otros trabajos como los de Gómez (1982), Villar (1985), Herrera y Alonso (1990), Reinhart (1995), confirman las elasticidades encontradas por Musalem (1971), a pesar de las diferencias en cuanto al horizonte de estimación, periodicidad de los datos y nivel de desagregación utilizados para las importaciones.

Para el caso de Venezuela, Cartaya, Paracare y Zerpa (1998) estimaron ecuaciones econométricas para analizar y predecir el comportamiento de las importaciones, por sectores y destino económico, en el periodo 1980-1996. Los coeficientes de la estimación mostraron un bajo grado de la relación entre el tipo de cambio real y las importaciones privadas, con una elasticidad precio de -0,50%. Adicionalmente, señalan que el mayor grado de relación de las importaciones es con el PIB, donde la elasticidad ingreso es de 2,02%.

Bello y Pineda (2010) estiman las elasticidades de largo plazo de las importaciones agregadas en América Latina entre 1960-2005 utilizando modelos de sustitución imperfecta. Los resultados obtenidos muestran que la elasticidad ingreso de largo plazo es mayor que uno para la mayoría de los países de la muestra; y la elasticidad tipo de cambio real de las importaciones resultó ser menor que uno en valor absoluto para doce economías. Los autores consideran que ante un déficit externo el mayor peso para el ajuste está en la actividad económica más que en los precios; los flujos de comercio no reaccionan de inmediato ante las variaciones de los precios. De esta manera, destacan que la tendencia creciente entre importaciones y producto interno bruto, encontrada en la investigación, puede ocasionar cierta restricción externa para el crecimiento económico si las exportaciones no presentan un comportamiento similar.

De acuerdo con lo antes expuesto, este artículo tiene como objetivo estimar las elasticidades precio e ingreso de corto y largo plazo de las importaciones agroalimentarias per cápita para Venezuela, en el periodo 1990-2013, mediante Mínimos Cuadros Ordi-

narios, a través de un modelo de ajuste parcial. Se plantea como determinantes de las importaciones agroalimentarias para Venezuela el ingreso y los precios relativos de los bienes y servicios. Como variable proxy del nivel de ingreso se utiliza el Producto Interno Bruto per cápita (PIBpc) y como variable proxy de los precios relativos se utilizará el Tipo de Cambio Real Efectivo (TCRE). Las estadísticas son las publicadas por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), el Banco Central de Venezuela, el Instituto Nacional de Estadística y la Organización Mundial para la Agricultura y la Alimentación (FAO), para el periodo 1990-2013. Como la variable dependiente (MAApc,) es utilizada también como variable independiente con un retardo (MAApc, 1), el test de Durbin Watson no puede ser utilizado para medir la existencia de autocorrelación. En consecuencia, se utiliza otro test, también desarrollado por Durbin denominado la h-DW. Adicionalmente, al modelo se agrega MAApc, pero no resulta significativa. Dada la importancia del sector petrolero en la economía, se incluyó en la estimación el producto interno bruto petrolero y el producto interno bruto no petrolero. Las variables mencionadas no mejoraron los resultados económicos ni estadísticos obtenidos en las regresiones.

La estimación de las elasticidades precio e ingreso de las importaciones subyacen en la importancia de las importaciones agroalimentarias para Venezuela, país importador neto de rubros agroalimentarios, esto significa que importa más alimentos de los que exporta (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, FAO; Asociación Latinoamericana de Integración, ALADI, 2015). Así, las importaciones agroalimentarias constituyen parte importante de la disponibilidad alimentaria. Entendida ésta como la oferta total nacional de alimentos y componente básicos para garantizar la seguridad alimentaria nutricional² de los países (FAO, 2011).

Los resultados muestran una relación directa de las importaciones con respecto al ingreso, es decir, la elasticidad ingreso de las MAApc resultó ser mayor que uno, tanto en el corto como en el largo plazo. Por su parte, el signo negativo del TCRE significa que existe una relación inversa entre el nivel de importaciones y el TCRE. Estos resultados muestran que si bien el desempeño económico aumenta las importaciones, una caída de la actividad económica también tiene un impacto importante en la disminución de estas. Por otra parte, en el corto plazo y en el largo plazo, existe una baja sensibilidad de las MAApc ante el TCRE.

El artículo presenta la siguiente estructura, después de la introducción, en la sección 2, se presenta la especificación teórica de la función de demanda de importaciones y la relación con el ingreso y los precios, destacando la base teórica y matemática de dicha relación. Seguidamente, en la sección 3, se especifica el análisis de cointegración para determinar estacionariedad y cointegración. Se muestran los resultados de las regresiones de corto y largo plazo para la demanda de importaciones y sus respectivas elasticidades. Finalmente, se exponen las conclusiones.

2. La demanda de importaciones agroalimentarias

Se definen las importaciones como las compras de cualquier bien o servicio lícito recibido por un residente de una economía, del resto del mundo (Instituto Nacional de Estadística, INE, 2017). La estructura de la función de demanda de importaciones, en su forma más simple (uniecuacional), incluye como determinantes una medida de la actividad económica (generalmente se utiliza el Producto Interno Bruto o el ingreso nacional) y una medida de los precios relativos (se utiliza el tipo de cambio real, TCR). De esta manera, la demanda de importaciones se expresa como:

$$M_t = f(Y_t, P_t) \tag{1}$$

Donde:

M_t: importaciones.

Y_t: nivel de ingreso.

P_t: precios relativos.

El esquema de análisis del modelo a estimar es de equilibrio parcial de oferta y demanda. Las cantidades importadas de equilibrio se determinan por las fuerzas del mercado. El modelo representa un país pequeño y abierto, es decir, no tiene la capacidad de alterar los precios internacionales. Por lo tanto, son precio aceptante.

En términos generales, sustituyendo las variables propuestas en la investigación: MAApc, PIBpc y TCRE en la ecuación [1], la función de demanda de importaciones agroalimentarias tipo Cobb-Douglas parte de las siguientes relaciones:

$$MAApc_t = C * PIBpc^{\alpha} * TCRE^{\beta}$$
 [2]

En forma logarítmica³ la función [2] se expresa como:

$$\ln MAApc_t = \ln C + \alpha \ln PIB_t + \beta \ln TCRE_t + U_t$$
 [3]

Donde:

M_t: Importaciones Agroalimentarias per cápita, en el tiempo t.

PIB_t: Producto Interno Bruto, en el tiempo t (variable proxy del nivel de ingreso).

TCRE_t: Tipo de Cambio Real Efectivo, en el tiempo t (variable *proxy* de los precios relativos).

 α : elasticidad ingreso de la demanda de importaciones.

β: elasticidad precio de la demanda de importaciones.

 \mathbf{U}_{t} : es el término error que recoge los factores omitidos en el modelo.

Suponiendo que los bienes con respecto al ingreso son normales (Elasticidad Ingreso, $\alpha > 0$). De acuerdo con Appleyard (1995) una demanda elástica con respecto al ingreso ($\alpha > 1$) implica que ante una reducción del ingreso real en un país socio, las importaciones disminuyen en una proporción mayor a la caída del ingreso real y viceversa. Para una demanda de importaciones inelástica con respecto al ingreso ($\alpha < 1$), significa que ante una reducción en el ingreso del país socio, las importaciones caen en menor proporción a la caída del ingreso real. De acuerdo con lo anterior, se espera que un incremento en el ingreso real se traduzca en un aumento

de las importaciones agroalimentarias. Es decir, existe una relación positiva entre ambas variables. Por lo tanto, la derivada parcial de la función de demanda de importaciones con respecto al PIBpc es positiva:

$$\frac{\partial \ln MAApc_t}{\partial \ln PIB_t} = \alpha > 0$$
 [4]

Al incluir en la función de importación la variable correspondiente a los precios relativos, es decir, el tipo de cambio real (TCRE), se obtiene la elasticidad precio de las MAApc con respecto al TCRE. Una depreciación de la moneda aumentará el precio de las importaciones en moneda nacional, el país que devalúa demandará una cantidad menor de bienes y servicios del resto del mundo. Ocurrirá el efecto contrario, con una apreciación que bajará el precio de sus importaciones. El aumento del TCRE permitirá a los consumidores del resto del mundo comprar más bienes y servicios del país que ha depreciado su moneda. No obstante, el valor del impacto de la depreciación real en las importaciones dependerá de la elasticidad de la demanda de importaciones con respecto al TCRE. Bajo el supuesto de bienes normales. Si ésta es elástica, el valor del gasto en importaciones disminuye al aumentar el TCRE; si la demanda es inelástica, el valor del gasto en importaciones aumenta ante una depreciación (Appleyard, 1995).

De esta manera, la derivada parcial de la función de demanda de importaciones con respecto al TCRE es negativa. Es decir, un aumento del TCRE, al encarecer el valor de las importaciones disminuiría su demanda y una disminución del TCRE al abaratarlas las incrementará.

$$\frac{\partial \ln M_t}{\partial \ln T C R E_t} = \beta < 0$$
 [5]

Para estimar las elasticidades precio e ingreso de las MAApc en el corto y largo plazo, se examina un modelo de ajuste parcial. Para, Oliveros y Silva (2001), las ecuaciones que exhiben una relación *ex ante*, reflejan un ajuste automático entre las variables dependiente e independiente. Sin embargo, un cambio en los planes de importaciones no afectará inmediatamente las importaciones agroalimentarias

en un tiempo t, sino que se supone que esos efectos serán graduales a través del tiempo. En consecuencia, la demanda de MAApc en el largo plazo, se expresa:

$$MAApc^*_{t} = C + \alpha * PIBpc_t + \beta * TCRE_t + U_t$$
 [6]

Si en cada periodo se ajustan las importaciones en una cierta proporción γ de la diferencia entre las importaciones en un periodo t (MAApc_t) y las importaciones esperadas en el largo plazo (MAA*_t). Entonces:

$$MAApc_t - MAApc_{t-1} = \gamma (MAApc_t^* - MAApc_{t-1})$$
 [7]

De esta manera, el cambio en las importaciones en un periodo t se relaciona con el nivel de importaciones en el periodo anterior.

Donde $0 < \gamma < 1$

Si γ = 0 No se realiza ningún ajuste, entonces: $MAApc_t = MAApc_{t-1}$ Si γ = 1 El ajuste es completo (poco probable), entonces: $MAApc_t = MAApc_t^*$,

Al sustituir [6] en [7] se obtendrá:

$$MAApc_t - MAApc_{t-1} = \gamma(C + \alpha * PIBpc_t + \beta * TCRE_t + U_t - MAApc_{t-1})$$
 [8]

Despejando MAApc, se obtiene:

$$MAApc_t = \gamma(C + \alpha * PIBpc_t + \beta * TCRE_t + U_t - MAApc_{t-1}) + MAApc_{t-1}$$
 [9]

$$MAApc_{t} = \gamma C + \gamma \alpha PIBpc_{t} + \gamma \beta TCRE_{t} - \gamma MAApc_{t-1} + MAApc_{t-1} + \gamma U_{t}$$
 [10]

$$MAApc_{t} = \gamma C + \gamma \alpha PIBpc_{t} + \gamma \beta TCRE_{t} + (1 - \gamma)MAApc_{t-1} + E_{t}$$
 [11]

Donde: $\gamma U_t = E_t$

Los parámetros estimados son interpretados como las correspondientes elasticidades. A partir de la ecuación [11] la elasticidad precio de las importaciones agroalimentarias de corto plazo sería:

$$\varepsilon MAApc_t, TCRE_t = \left(\frac{\partial MAApc_t}{\partial TCRE_t}\right) * \left(\frac{TCRE_t}{MAApc_t}\right) = (\gamma\beta) \left(\frac{TCRE_t}{MAApc_t}\right)$$
 [12]

La elasticidad ingreso de las importaciones agroalimentarias de corto plazo es:

$$\varepsilon MAApc_t, PIBpc_t = \left(\frac{\partial MAApc_t}{\partial PIBpc_t}\right) * \left(\frac{PIBpc_t}{MAApc_t}\right) = (\gamma \alpha) \left(\frac{PIBpc_t}{MAApc_t}\right)$$
[13]

Para estimar las elasticidades de la demanda de importaciones agroalimentarias en el largo plazo se debe estimar el valor de γ , para ello se toma en cuenta el valor del coeficiente de $MAApc_{t,1} = (1-\gamma)$.

Entonces γ =1-(1- γ)

Luego, las elasticidades precio e ingreso de la demanda de importaciones de largo plazo pueden ser estimadas así:

Elasticidad precio de la demanda de importaciones agroalimentarias:

$$\varepsilon MAApc_t, TCRE_t = \frac{\gamma \beta}{1 - (1 - \gamma)} * \left(\frac{TCRE_t}{MAApc_t}\right)$$
 [14]

Elasticidad ingreso de las importaciones agroalimentarias:

$$\varepsilon_{MAApc_t, PIBpc_t} = \frac{\gamma \alpha}{1 - (1 - \gamma)} * \left(\frac{PIBpc_t}{MAApc_t} \right)$$
 [15]

Como la variable dependiente (MAApc_t) es utilizada también como variable independiente con un retardo (MAApc_{t-1}), entonces el *test* de Durbin Watson no puede ser utilizado para medir la existencia de autocorrelación. En consecuencia, se utiliza otro *test*, también desarrollado por Durbin denominado la *h-DW*.

3. Resultados

Las variables MAApc, y el PIBpc se expresan en millones de dólares, en términos reales. El deflactor utilizado es el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos con base 1997. El TCRE es el publicado por la Comisión Económica para América Latina (CEPAL). El PIBpc proviene de las estadísticas del Banco Central de Venezuela (BCV) y las MAApc son las publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y la Organización Mundial para la Agricultura y la Alimentación (FAO). Las series tienen una periodicidad anual, comienza en 1990 y culmina en 2013, para un total de 24 observaciones.

Como paso previo a las estimaciones, se evalúa el comportamiento de cada variable en el tiempo, con el fin de determinar estacionariedad, en otras palabras, para comprobar la presencia de raíces unitarias. Los resultados del test de raíces unitarias, expuesto en el cuadro 1, muestran sobre la base de la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que las series son estacionarias⁴ en sus primeras diferencias. El análisis de estacionariedad de los residuos de la regresión indica cointegración.⁵

Cuadro 1. Test de raíces unitarias

	Test Dickey - Fuller		
Variables	Valor calculado	Valor crítico	Orden de Integración
МААрс	-3,94	-1,95	I(1)
PIBpc	-3,53	-1,95	I(1)
TCRE	-4,92	-1,95	I(1)

Nota: Los valores críticos son tomados al 5%. El análisis se realizó sin intercepto ni tendencia para cada Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 2, muestra los resultados de la regresión del modelo de ajuste parcial en logaritmos. Suponiendo que los bienes importados son bienes normales. Se evidencia una relación positiva y estadísticamente significativa entre las MAApc y el PIBpc. El valor de la elasticidad ingreso de las importación significa que, un aumento de 1% del ingreso aumenta las importaciones en 2,24% en el corto plazo, esta respuesta asciende a 2,84% en el largo plazo. Las importaciones agroalimentarias son sensibles tanto en el corto como en el largo plazo al comportamiento cíclico de la economía. Por lo tanto, ante una caída en el ingreso las importaciones caerían en una proporción mucho mayor, más que proporcional, con respecto al ingreso.

Se observa también en el cuadro 2 una relación inversa y estadísticamente significativa entre las MAApc y el TCRE, la demanda de las MAApc con respecto al TCRE es inelástica, es decir, que ante un aumento del TCRE en 1% las MAApc disminuirán en -0,65% en el corto plazo, se tendrá el efecto contrario si el TCRE disminuye. En el largo plazo, la demanda de las MAApc con respecto al TCRE es inelástica con un valor de -0,78%, lo cual implica que un incremento del tipo de cambio disminuye las MAApc y una disminución del tipo de cambio las aumentaría, pero en una menor proporción.

La variable Dummy es estadísticamente significativa, la relación positiva demuestra que la política de control de cambios y la consecuente apreciación del TCRE favorece el aumento de las MAApc.

Cuadro 2. Elasticidad precio e ingreso de las importaciones agroalimentarias (MAApc) de Venezuela, 1990-2013

v · · · · · · ·	Elasticidades		
Variables explicativas	Corto plazo	Largo plazo	
Constante (C)	-25,9	-33,09	
LnPIBpc t	2,24	2,84	
LnTCRE _t	-0,65	-0,78	
MAApc t-1	0,38		
MAApc t-2	-0,19		
Dummy	0,23	0,24	
Estadísticas descriptivas			
N	22	24	
R ²	0,93	0,91	
DW	2,41	1,81	
h-DW	-1,481		

Fuente: Elaboración propia.

4. Conclusiones

En el presente estudio se estimó la función de demanda de importaciones agroalimentarias para Venezuela durante el periodo 1990-2013 y sus respectivas elasticidades precio e ingreso. Las variables utilizadas para la especificación de la demanda de importaciones agroalimentarias tanto en el corto plazo como en el largo plazo resultó ser la indicada en 91% y 93%, respectivamente, con un nivel de significación de 1% (con excepción de las LnMAApc_{t-1} significativas al 1%, para el modelo de corto plazo). Se evaluó el comportamiento de cada variable en el tiempo, con el fin de determinar

^{1:} La variable dependiente es el logaritmo de las MAApc t en términos reales.

^{2:} Todos los coeficientes son significativos al 1%, excepto LnMAApc to no resultó significativo al 5%. La variable MAApc to ne resultó estadísticamente significativa.

^{3:} El test de la h-DW sigue una distribución normal. A un nivel de a=0,05, para el valor crítico de la distribución normal -1,645, el test indica no autocorrelación.

la presencia de raíces unitarias. Los resultados obtenidos sobre la base de la prueba de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) señalan que las series son estacionarias en sus primeras diferencias, es decir, integradas de orden 1. Por su parte, el análisis de estacionariedad de los residuos de la regresión indica cointegración.

Los resultados de los modelos de corto y largo plazo resultaron aceptables desde el punto de vista estadístico y económico. Muestran una mayor sensibilidad de las importaciones al ingreso, es decir, la demanda de las MAApc con respecto al ingreso resultó elástica, tanto en el corto como en el largo plazo. Así, un cambio de 1% en el ingreso provoca un cambio en mayor proporción en las MAApc, en el corto plazo de 2,24% y en el largo plazo de 2,84%. Estos resultados muestran que en periodos de crecimiento económico se generarán incrementos más que proporcionales de las MAApc, pero una caída de la actividad económica provocará la disminución de estas importaciones.

La demanda de las MAApc con respecto al TCRE resultó inelástica, es decir, los cambios porcentuales en los precios provocan un cambio proporcionalmente menor en las MAApc. Los valores de la elasticidad de la demanda de MAApc con respecto al tipo de cambio en el corto plazo y en el largo plazo fueron -0,65% y -0,78%, respectivamente. La baja sensibilidad de las MAApc ante los precios evidencia que una devaluación disminuiría las MAApc, tanto en el corto como en el largo plazo. Una apreciación provocaría un aumento proporcionalmente mayor de las MAApc en el largo plazo.

5. Notas

1 La CEPAL (2015) define el Tipo de Cambio Real Efectivo (TCRE) como un indicador que permite analizar la evolución de la competitividad cambiaria de un país. Así, una variación negativa indica apreciación de la moneda local. El TCRE se calcula ponderando los tipos de cambio real bilaterales con cada socio comercial por la participación del comercio total con ese socio en el total del comercio del país.

- 2 De acuerdo con la FAO (2011, p. 2) se define la seguridad alimentaria nutricional como "un estado en el cual todas las personas gozan, en forma oportuna y permanente, de acceso físico, económico y social a los alimentos que necesitan, en cantidad y calidad, para su adecuado consumo y utilización biológica, garantizándoles un estado de bienestar general que coadyuve al logro de su desarrollo".
- 3 Los trabajos de Khan y Ross (1977) y Boylan et al. (1980), prefieren la especificación de la forma doble logarítmica (al expresar en los logaritmos la función de importaciones tipo Cobb-Douglas) en la estimación de la demanda por importaciones, debido a que los coeficientes estimados representan las elasticidades de la variable dependiente con respecto a las variables explicativas (Gochet, Lastra, Loján y Ortiz, 1998).
- 4 Una serie es estacionaria cuando sus valores convergen hacia su media y su varianza es constante (Maddala, 1992). De acuerdo con González y Wong (2004) una situación particular con las series de tiempo es el caso de las estimaciones espurias, que surgen si las series analizadas son no estacionarias (si su media, varianza, entre otras, dependen del tiempo). En consecuencia, un modelo de regresión, puede presentar una correlación significativa entre las series, debido a que su comportamiento a través del tiempo es similar por casualidad, pero no por una relación realmente significativa entre ellas. La evidencia de relaciones espurias entre series fue demostrada por Granger y Newbold en 1974.
- 5 Para Tellería (2000) la cointegración resulta cuando una o más combinaciones lineales entre las variables son estacionarias (si se obtienen residuos estacionarios), aunque las variables individualmente no lo sean. Así, González y Wong (2004) y Gujarati y Porter (2012), señalan que dos o más series están cointegradas si la combinación lineal de las series es I(0), es decir, si al aplicar el *test* de raíz unitaria a los residuos obtenidos en la regresión resultan estacionarios en niveles. Por lo tanto, los estimadores obtenidos por el método de mínimos cuadrados ordinarios resultan consistentes. El ADF calculado para los residuos de la regresión es –4,461454 significativo al 5%, con un valor crítico de Mackinnon de -1.9572.

6. Referencias

- Appleyard, Field (1995). Economía Internacional. España: IRWIN, 857 pp.
- Aravena, Claudio (2005). *Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile*. Consultado el 07/02/2016. Disponible (on line): www.cepal.org/publicaciones/xml/8/27908/lcl2434e.pdf.
- Banco Central de Venezuela (Varios años). *Información Estadística*. Indicadores. Consultado el 20/04/2015. Disponible (on line): http://www.bcv.org.ve/c2/indicadores.asp.
- Bello, Omar y Julio Pineda (2010). "Las elasticidades de largo plazo de las importaciones agregadas en América Latina". *Nueva Economía*, XVIII, 32 (noviembre, 2010), pp. 63-96.
- Boylan, Thomas; Cuddy, Michael y 0' Muircheartaigh Iognáid (1980). "The Functional Form for Aggregate Import Demand Equation". *Journal of International Economics*, 10, 4 (November, 1980), pp. 561-566. DOI: 10.1016/0022-1996(80)90006-9.
- Cartaya, Virginia; Paracare, Elsy y Zerpa, Rosana (1998). *La demanda de importaciones por sectores y destino económico*. Consultado el 16/01/2015. Disponible (on line): www.bcv.org.ve/Upload/Publicaciones/doc18.pdf.
- CEPAL (Varios años). *Balance preliminar de las economías de América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- CEPAL (2015). CEPALSTAT. Base de datos. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Consultado el 20/04/2016. Disponible (on line). http://interwp.cepal.org/.
- FAO (2011). *Seguridad Alimentaria y Nutricional. Conceptos básicos*. Consultado el 15/06/2016. Disponible (on line): http://www.fao. org/3/a-at772s.pdf.
- FAO y ALADI (2015). Desarrollo del Comercio Intrarregional de Alimentos y Fortalecimiento de la Seguridad Alimentaria en América Latina. (20/07/2016). Disponible (on line): http://www.fao.org/3/a-i4454s.pdf.
- FAO (Varios años). *FAOSTAT*. Consultado el 02/09/2015. Disponible (on line): http://www.fao.org/statistics/es/.

- Gachet, Iván; Lastra, Alexandra; Loján, Verónica y Ortiz, María Caridad (1998). "Calculo de las elasticidades de la demanda total por importaciones en el Ecuador". Consultado el 20/06/2016. Disponible (on line): https://www.bce.fin.ec/cuestiones_economicas/images/PDFS/1998/No35/No.35-1998GachetLastraLojan.pdf.
- Galindo, Luis y Cardero, María (1999). *La demanda de importaciones en México: Un enfoque de elasticidades*. Consultado el 20/09/2016. Disponible (on line): http://revistas.bancomext.gob.mx/rce/magazines/282/9/RCE9.pdf.
- Gómez, Hernándo (1982). *La demanda colombiana de importaciones de bienes intermedios y de consumo en los años setenta*. Consultado el 14/09/2016. Disponible (on line): http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/espe_001-5.pdf.
- González, Manuel y Wong, Sara (2004). "Elasticidades de Sustitución de Importaciones para Ecuador". *Revista de Tecnología ESPOL*, 18, 1 (octubre, 2004), pp. 173-180.
- Gujarati, Damobar y Porter, Dawn (2010). *Econometría*. México: McGraw-Hill, 680 pp.
- Hernández, Juan (2005). *Demanda de importaciones para el caso colombia-no: 1980 2004*. Consultado el 23/03/2016. Disponible (on line): http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra356.pdf.
- Herrera, Santiago y Alonso, Gloria (1990) "Demanda de importaciones en Colombia: 1952-1989". *Revista Ensayos Sobre Política Económica (ESPE)*, 18 (Diciembre, 1990), pp. 51-73.
- INE (Varios años). Diccionario del Sistema de Consulta de Estadísticas de Comercio Exterior (SCECE). Consultado el 20/11/2016. Disponible (n line): http://www.ine.gov.ve/index.php?option=com_content&id=345&Itemid=33.
- INE (2017). Diccionario del Sistema de Consulta de Estadísticas de Comercio Exterior (SCECE). Consultado el 15/08/2016. Disponible (n line): http://www.ine.gov.ve/index.php?option=com_content&id=345&Itemid=33.
- Khan, Mohsm y Ross, Knud (1977). "The Functional Form of the Aggregate Demand Equation". *Journal of International Economics*, 7, 2 (May, 1977), pp. 149-160. DOI: 10.1016/0022-1996(77)90028-9.

- Loria, Eduardo (2001). "La restricción externa y dinámica al crecimiento de México a través de las propensiones del comercio, 1970-1999". Estudios Económicos, 16, 2 (32), (julio-diciembre, 2001), pp. 227-251.
- Maddala, G. S (1992). *Introduction to Econometrics*. New York: Macmillan Publishing Company [Segunda edición en inglés, 1992], 630 pp.
- Mora, Carlos y Torres, Carlos (2008). Estimación de funciones de demanda por exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Costa Rica: periodo 1991 2006. Consultado el 15/10/2016. Disponible (on line): http://www.bccr.fi.cr/investigacioneseconomicas/politicacambiariaysectorexterno/Funciones_demanda_exportaciones_importaciones_bienes_servicios_CR-1991-2006.pdf.
- Musalem, Alberto (1971). Dinero, inflación y balanza de pagos: la experiencia colombiana en la posguerra. Bogotá: Banco de la República, 31 pp.
- Oliveros, Hugo y Silva, Luisa (2001). *La demanda por importaciones en Colombia*. Consultado el 28/01/2016. Disponible (on line): http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra187.pdf.
- Reinhart, Carmen (1995). Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence From Developing Countries. Consultado el 03/02/2016. Disponible (on line): http://mpra.ub.uni-muenchen.de/6974/1/MPRA_paper_6974.pdf. DIO: 10.5089/9781451928679.001.
- Tellería, Gabriel (2000). *Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: El caso de la economía boliviana*. Consultado el 28/10/2017. Disponible (on line): http://www.revistasbolivianas.org.bo/pdf/rbcb/v3n1/v3n1a02.pdf.
- Villar, Leonardo (1985). "El Control cuantitativo a las importaciones en Colombia: julio 1983-junio 1984". *Coyuntura Económica*, 15, 3, pp. 149-175.
- Zuccardi, Igor (2002). *Demanda por importaciones en Colombia: una estimación*. Consultado el 15/02/2016. Disponible (on line): http://www.redalyc.org/pdf/1691/1691/18093004.pdf.

7. Anexo

Cuadro 3. MAApc, TCRE y PIBpc, 1990-2013 (USD/per cápita, dólares constantes de 1997)

Año	MAApc	TCRE	PIBpc
1990	47,6	144,1	1.740.703
1991	63,53	135,9	1.882.769
1992	73,07	130,5	1.946.271
1993	70,92	128,8	1.903.142
1994	56,04	129	1.813.175
1995	81,25	106,1	1.839.864
1996	65,43	125,5	1.793.334
1997	65,19	100	1.863.975
1998	75,74	82	1.832.269
1999	68,06	72,1	1.689.461
2000	67,99	70,5	1.718.382
2001	72,02	66,9	1.744.295
2002	54,25	87,5	1.560.638
2003	50,81	98,2	1.413.672
2004	71,37	98,8	1.642.638
2005	69,55	100,5	1.780.892
2006	90,02	93,8	1.931.624
2007	136,46	84,1	2.058.777
2008	255,97	68,9	2.129.485
2009	201,91	52,7	2.027.971
2010	146,07	80	1.966.152
2011	127,19	70,2	2.016.777
2012	191,05	58,6	2.099.465
2013	221,72	63,2	2.101.564

Fuente: FAO, INE, CEPAL, BCV (Varios años).